

ISSN 1000-7881

中国人口科学

● CHINESE JOURNAL OF POPULATION SCIENCE

3₂₀₀₃

中国城市发展研究基金执委会 公告

为了贯彻十六大精神,总结中国城市发展的历史经验教训,全面建设小康社会,加快推进城市化与城市现代化发展,中国城市发展研究会与中国城市发展研究基金执委会拟组织撰写出版一套《城市发展研究丛书》,现将有关问题公告如下:

1. 《城市发展研究丛书》选题计划

《丛书》第一批选题为下列 10 个题目: (1) 中国城市发展史; (2) 城市发展战略; (3) 城市现代化指标体系研究; (4) 数字化城市与电子政务; (5) 城市金融与投资管理; (6) 现代城市物流; (7) 城市就业与社会保障; (8) 城市土地、建筑与住宅; (9) 现代城市文化与文化产业; (10) 经营城市与城市竞争力。

2. 完成形式与要求

每个课题以专著形式完成,字数在 20 万字左右。个别课题,如“中国城市发展史”,字数可适当增加。要求 1 年至 1 年半之内完成。经学术委员会审定后,统一由“中国城市发展研究基金”联系出版社出版。专著著作权归著作人。

3. 组织机构

成立“城市发展研究丛书”编委会,由中国城市发展研究基金理事长厉有为任主编,副理事长兼秘书长朱铁臻任执行主编,并礼聘名誉主编、顾问及若干编委。

4. 课题申请程序

凡愿承担课题者,请登录中国城市发展网(www.chinacity.org.cn),下载《中国城市发展研究丛书》课题申请表,并填写两份,按下列地址寄送:

地址:北京东南大街演乐胡同 116 号,中国城市发展研究基金办公室;
邮政编码:100010;联系人:梁宏;电话:010-65244982(办),13651338682(手机);传真:010-65244975; E-mail: csnj6422@sina.com; csnj@chinacity.org.cn。

《丛书》课题征集截至日期为 2003 年 7 月 31 日。

5. 经费支持

凡课题申请经审定批准后,原则上每个课题支持经费 2 万元。

中国人口科学

(双月刊)

全国中文核心期刊

2003 年第 3 期(总第 96 期) 6 月 1 日出版

目 录

- 论就业在社会经济发展政策中的优先地位 蔡 昉(1)
- 中国人口的户籍现状与分区域推进户籍制度改革
..... 李若建(7)
- 中国改革时期的人力资本回报与经济增长 张展新(16)
- 中国人口总量与 GDP 总量关系模型研究 赵进文(25)
- 婚姻对中国高龄老人健康长寿影响的性别差异分析
..... 顾大男(32)
- 家务分配及其公平性
——上海市的经验研究 徐安琪 刘汶蓉(41)
- 传统社会人口周期模型
——以古代中国为案例 Sergey Nefedov(48)
- 工作流动:理论综述与评价 张 珂 杨伟国(53)
- 人口现代化评价指标体系研究 陈友华(60)
- 教育水平对人口职业分层影响的实证分析
——以湖北省为例 张智敏 唐昌海(67)
- 科技产业人才政策效应的实证分析 范柏乃(74)

CHINESE JOURNAL OF POPULATION SCIENCE NO. 3

A Bimonthly Journal June 1, 2003

CONTENT

Putting the Employment First in Socio-economic Policies	Cai Fang(1)
The Current Situation of Household Registration System and its Reforms in Different Areas in China	Li Ruojian(7)
Returns to Human Capital and Economic Growth in the Era of China's Reform	Zhang Zhanxin (16)
Modelling the Relationship between Population and GDP in China	Zhao Jinwen(25)
Gender Differential Effect of Marriage on Health and Longevity	Gu Danan(32)
Division of Housework and Perceived Fairness; An Empirical Study of Shanghai	Xu Anqi Liu Wenrong(41)
A Model of Demographic Cycles in A Traditional Society; The Case of Ancient China	Sergey Nefedov(48)
Job Flow; A Theoretical Review	Zhang Ke Yang Weiguo(53)
A Study of Indicator System for the Appraisal of Population Modernization	Chen Youhua(60)
How Does Educational Attainment Impact Occupational Stratification; The Cass of Hubei Province	Zhang Zhimin Tang Changhai(67)
A Case Study of Policy Effect of Talents in High—tech Industry and Suggestions for Policy Reform	Fan Bonai(74)

论就业在社会经济发展政策中的优先地位

蔡 昉

【摘 要】 文章在揭示中国严峻就业形势的基础上,从借鉴市场经济国家的经验和中国的实际出发,通过阐述充分就业是经济社会稳定的基础,全面建设小康社会有赖于就业的扩大,经济增长并不自动导致最大化就业,以及人力资本积累具有公共品的性质等命题,论证就业应该成为中国社会经济发展政策的优先目标。

【关键词】 就业形势 社会政策 经济发展战略 优先地位

【作 者】 蔡 昉 中国社会科学院人口与劳动经济研究所所长、研究员。

中国在建设社会主义市场经济的过程中,面临的就业问题比其他国家更复杂,任务更艰巨。因此,扩大就业和治理失业,应成为中国政府各项社会经济政策的优先目标。相应的,对各级政府业绩的考核和政策效果的评价,都应该把就业问题的解决放在优先位置。这主要通过三种政策手段来实现。第一,实行有利于扩大就业的经济发展战略。国家制定的经济增长和产业调整的战略性决策,应以创造就业岗位和扩大就业机会为中心。第二,实施以促进就业为目标的宏观经济反周期政策。中央政府宏观调控部门的目标和手段,应该对于就业状况的变化做出直接的反应。第三,实施积极的就业促进政策。通过劳动和社会保障部门的跨部门协调,以实现最大化就业的目标。本文在揭示中国严峻就业形势的基础上,通过借鉴市场经济国家的经验,论证就业应该成为社会经济发展政策的优先目标。

一、中国严峻的就业与再就业形势

就业问题是一个世界性的难题。2002年,全世界有1.8亿人失业,另外有10亿人处于就业不充分的状态。因此,在发达的市场经济国家和许多发展中国家,政府普遍把就业置于优先的地位。在二元经济转换和经济体制改革过程中,特别是20世纪90年代后期以来,中国出现了严重的就业困难。

严峻的就业形势首先表现在城镇失业率加快攀升。1996年,全国城镇登记失业率只有3.0%,1997~2000年一直保持在3.1%,2001年上升到3.6%,2002年升至4.0%。城镇登记失业率上升的速度在逐年加快。排除城镇登记失业率年龄、户口以及不包括下岗职工等限制,根据第五次人口普查,目前中国的城镇实际失业率大约为8.3%,其中男性为7.7%,女性为9.0%。根据中国社会科学院人口与劳动经济研究所在福州、上海、沈阳、西安和武汉五城市所作的调查,1996年9月以来,五城市16~60岁之间的劳动年龄人口的失业率一直在8%以上,而且持续升高。从2002年2月开始,失业率甚至超过了14%。

与此同时,劳动年龄人口的劳动参与率也一直呈下降趋势。劳动参与率是指有工作者和正在寻找

工作者两部分之和(即经济活动人口)占劳动年龄人口的比例。当就业形势严峻、失业率上升时,获得工作的概率就会下降。有些本应在劳动力市场上寻找工作的人会“丧失信心”,退出劳动力市场,不再继续寻找工作,形成所谓“丧失信心的劳动者”。这部分人口的增加就造成劳动参与率下降。城镇劳动参与率的下降趋势,可以说是失业率上升、就业形势严峻的另一种后果和反映。

严峻的就业形势还表现为农村劳动力剩余压力加大。第五次全国人口普查表明,目前全国有迁移人口约1.25亿,其中省内迁移为9 146万人,跨省迁移为3 314万人。在省内迁移人口中,52%为农村到城市的移民;在跨省迁移人口中,78%为农村到城市的移民。由此推算,大约7 300多万农村劳动力转移到城市打工。这个数字与农业部的调查结果是一致的,几乎占到城镇全部就业人数的1/3。可见,农村劳动力转移的规模和速度都在加大。

中国目前的失业率水平不仅高于发达国家,与转型国家相比也算比较高的。例如,2002年欧盟的失业率为7.6%,美国为5.6%,加拿大为7.6%,转型国家为13.5%。鉴于中国的就业问题面临着比其他国家更为严峻和复杂的困难,中国政府正在把扩大就业和治理失业,置于各项社会经济政策的优先位置。就业和再就业的重要性已经得到党和国家的高度重视,这一政策优先的原则已经体现在政府当前工作的议事日程中。下面笔者拟从几个方面,论述为什么要讲就业优先的原则。

二、充分就业是经济社会稳定的基础

经历了20世纪30年代初严重经济危机后的发达市场经济国家,逐渐认识到政府在解决就业问题中的作用是不应该忽视的,并逐渐把高度就业作为政府施政的纲领,并形成积极的政府就业促进政策。1944年贝弗里奇的《自由社会中的充分就业》出版,奠定了政府干预就业的理论基础。1944年英国政府《就业政策白皮书》公开表明维持“较高的稳定的就业水平”的决心。1946年美国《就业法案》规定联邦政府必须争取“最大的就业、产出和购买力水平”。随后,承诺将充分就业作为优先目标的国家有澳大利亚、比利时、加拿大、法国、荷兰、新西兰和挪威等。

中国正在经历前所未有的计划经济向市场经济的转轨,以及二元经济向一元经济的转换。在这个转变过程中,体制变化和产业结构变化都异常迅速,劳动者的流动性增强。在大幅度提高人民生活水平的同时,也给每一个人带来以前从未遇到过的冲击,部分劳动者在调整中会有所损失。但是,如果能够最大限度地维持就业的增长,把失业率压到尽可能低的水平,老百姓的收入就能持续增长,就能化解改革和调整中的冲击,保持社会稳定。

在建设市场经济的进程中,中国也逐渐显现出市场经济国家具有的经济周期性。笔者认为,并不是经济增长一定要经历几个典型的阶段,如危机—萧条—复苏—高涨,再到危机,才叫经济周期。有两个特征就意味着经济周期:第一,经济增长有从高潮到低谷的波动;第二,在这种波动中,几种宏观经济指标有规律地变动。即当经济增长处于低谷时,以实际GDP为代表的一系列宏观变量如个人收入、公司利润、消费者支出、投资支出、零售额、物价指数、货币供应量等都减少或增幅降低,同时另外一些宏观变量如失业率和生产能力闲置率则上升。当经济增长处于高潮时,情况会按相反的方向变化。

具有经济增长的周期性,意味着宏观经济政策需要应对“通货膨胀与失业之间的短期交替关系”,也就是所谓“菲利普斯曲线”。1958年英国经济学家菲利普斯发表文章,揭示在失业率和通货膨胀率之间的互为消长关系,即低失业率必然伴随高通货膨胀率,反过来,物价稳定或低通货膨胀率必然伴随高失业率。所以,这种关系被称作菲利普斯曲线。现在经济学家一般认为,长期中不存在所谓菲利普斯曲线。但在短期里,通货膨胀率和失业率之间的确存在着相互交替关系。然而,的确存在一些因素,例如通货膨胀预期、供给冲击和劳动力市场环境等,可以改变这种短期交替关系。由于这些因素的作用,在某些国家的某些时期,曾经出现过高通货膨胀和高失业并存,或者低通货膨胀和低失业并存的情况(Mankiw, 1997)。就某种程度而言,通货膨胀率与失业率之间的交替关系,在中国过去几十年

的经济发展过程中也是存在的。例如,1953~2002年间国内生产总值年度增长指数与就业增长指数之间就存在着一定的正相关关系(见图1)。这个关系表明,每逢经济高速增长,物价和名义工资都有上升趋势,与此同时就业也有扩大的趋势。我们可以把这种关系作为一种参照,在宏观经济政策选择中参考。特别是在市场经济条件下,政府的宏观经济政策将会经常遇到一个在通货膨胀率与失业率之间的两难取舍。市场经济国家曾经取得过的低通货膨胀与低失业并存的局面,为我们提供了一个重要的经验,即发育良好的劳动力市场可以在不提高通货膨胀率的前提下,帮助一个社会解决好就业问题。

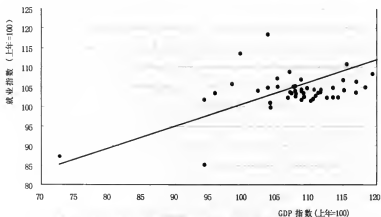


图1 经济增长与就业增长之间的相互促进关系

资料来源:国家统计局;《中国统计年鉴(2002)》;国家统计局:《中华人民共和国2002年国民经济和社会发展统计公报》。

三、全面建设小康社会有赖于就业的扩大

在中国13亿人口中,有7.4亿人就业,也就是说在4亿城乡家庭中,2/3以上的家庭成员是劳动者,就业收入构成家庭收入的主要部分。如果就业不充分,一些家庭可能陷入贫困状态。中国的贫困问题,经历了从农村整体贫困,到农村边缘化贫困的治理过程。目前,贫困问题成为经济转轨中冲击型的贫困,并且从农村转到城市。这种冲击型的贫困类型,主要是由于二元经济结构转换、体制转轨和经济周期所导致的失业、下岗现象增加,使一部分劳动者及其家庭收入锐减而造成的。调查显示,在目前城镇领取最低生活保障的人口,失业和下岗人员超过了40%。

我们要实现全面建设小康社会的目标,需要大幅度提高居民的收入水平。人均收入的提高可以有两种途径,一是就业人口的工资水平不断提高,但另一部分人口没有就业或就业不充分,收入没有什么提高,同时,社会收入分配不均等。另一种途径是依靠更加广泛的人口实现比较充分的就业,平均工资可能增长不快,但总体人均收入水平仍然可以快速提高,而且收入分配比较均等。在劳动力资源丰富的国情下,人民生活水平的提高和收入差距的缩小,主要依靠后一种途径来实现。中国目前同时处在二元经济转换和体制转轨两个过程中,解决就业问题面临着双重挑战。

首先是要面对数以亿计农村劳动力转移的压力。从一些国家发展的历程来看,人均GDP达到1000美元左右时,是劳动力结构变化加快的转折点。中国目前正处在这一发展阶段。因此,加快农业劳动力的转移已经成为下一步经济发展和结构调整的当务之急。据估算,中国农村劳动力的剩余量大约为1.5亿~2亿人,如果转移不出去,则处于严重的就业不足状态。在这种情况下,传统的依靠增产增加农民收入的思路已经过时。在存在生产要素流动障碍的条件下,富余的劳动力转移不出去,任何增产措施导致的劳动生产率提高,只能降低劳动的边际生产率,并不能提高农民收入。从图2可以看到,改革开放以来,城乡收入差距曾经一度缩小。但随着城市改革和发展的加快,农民收入增长滞后于城市居民,城乡收入差距再度扩大,已经接近于回复到改革开放初期的水平。因此,消化数以亿计的农村剩余劳动力的存量和增量,是解决“三农问题”的关键,具有十分的紧迫性。

其次是要解决体制转轨和产业结构调整中出现的国有企业职工下岗问题。1998年以来,国有企

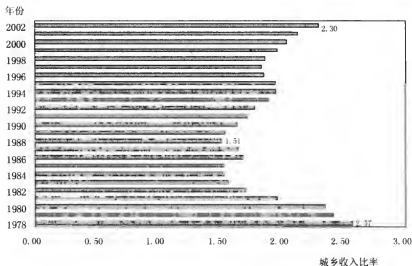


图2 改革开放以来的城乡收入比率变化

注:1978~1984年城镇居民可支配收入使用城镇居民消费指数平减,农村居民纯收入使用全国零售物价总指数平减;1985~2001年收入分别使用增长指数推算,2002年数字来自国家统计局2002年统计公报。

资料来源:国家统计局:《中国统计年鉴(2002)》;国家统计局:《中华人民共和国2002年国民经济和社会发展统计公报》。

业下岗职工累计达2700多万人,90%以上进入再就业服务中心,先后有1800多万人通过多种渠道和方式实现了再就业,再就业率约为67%。由于国有企业职工下岗现象是从1998年开始出现的,2001年以后正是大批下岗职工协议期满出中心的高峰期,同时新下岗职工将不再进入再就业中心,这将导致城镇登记失业率和调查失业率继续升高,就业形势将十分严峻。

如果不能解决这两个基本群体的就业问题,城乡居民收入的增长终究会遇到绝对的障碍,而且城乡收入差距以及居民之间的收入差距

将进一步扩大,加剧社会矛盾。政府只有高度重视就业问题,才能制定正确的并且力度充足的应对政策及其实施手段,通过扩大就业保持城乡居民收入的持续增长。

四、经济增长并不自动导致最大化就业

国际经验表明,实行不同的经济发展战略,形成不同的经济增长模式,通常带来不同的就业结果,从而导致相异的社会经济后果。国际上一般把亚洲“四小龙”作为实行符合比较优势发展战略的典型,而把一些中南美洲国家作为推行违背比较优势发展战略的代表(林毅夫等,1999)。从长期来看,不仅前者经济发展绩效优于后者,而且失业率低,收入分配比较公平。例如,把巴西、阿根廷、智利和哥伦比亚4个国家与韩国、新加坡、中国香港特别行政区和台湾省相比,到20世纪90年代后期,不仅前者的经济发展水平大大低于后者,其平均失业率水平也比后者高2倍,巴西的基尼系数比韩国高92%。

在市场经济国家,中央银行的货币政策包括6个基本目标,依次是高度就业、经济增长、物价稳定、利率稳定、金融市场稳定和外汇市场稳定(米什金,1998)。从中可以看到,就业目标是单独提出的,而且被置于政策目标之首。中国政府已经开始利用宏观经济调控手段来解决就业问题。但是,由于没有明确地把就业列入财政政策和货币政策的调控目标,导致宏观经济政策对就业状况的反应不灵敏,也不直接。例如,中国的财政政策目标通常被表述为:政府以税收、公共支出、财政补贴和建设投资等手段,贯彻国民经济与社会发展计划、产业政策、区域发展战略,以达到抑制通货膨胀、缩小地区差距的目标,并实现稳定、持续、快速经济增长等特定目标。而在1995年的中央银行法中,货币政策的目标被表述为:保持货币的稳定,并以此来促进经济增长。

在就业问题日益凸现的情况下,保证最大程度的就业应该成为国家宏观经济政策的优先目标,宏观经济部门应该高度关注就业的信息,并针对失业率的变化,通过财政和货币政策做出及时的反应。把就业作为宏观经济调控的独立而优先目标,就可以使得这一目标的保障是充分、全面的,不仅依靠经济总量的增长,同时通过产业结构的调整,以及适宜的技术选择战略得以实现。新一届中央政府把

新增就业 800 万人和经济增长率 7%，同时作为 2003 年宏观经济调控目标，是一个良好的开端，一定有助于解决好就业再就业问题。

在中国，人们习惯认为，只要保证一定的经济增长速度，就业的增长也就自然而然得到保障。经济增长固然是就业增长的前提和必要条件，但却不是充分条件。实际上，一定的经济增长速度常常并不导致相同的就业增长。我们可以用就业弹性来衡量经济增长对就业的拉动效果。所谓就业弹性，就是 GDP 增长 1 个百分点，带动就业增长的百分点。中国目前的总体就业弹性为 0.1，也就是说，GDP 增长 1 个百分点，只能带动 0.1 个百分点的就业增长，大约是 80 万人。而发展中国家的平均就业弹性大约是 0.3~0.4。总的来看，20 世纪 80 年代，中国经济增长对就业的拉动作用较大，但自 90 年代以来逐步减小，已经降低了 2/3（劳动和社会保障部劳动科学研究所，2003）。在 1979~2000 年间，第一产业的平均就业弹性为 0.06，意味着农业已经不再具有吸纳就业的潜力，这是符合经济发展规律的；第二产业就业弹性为 0.34，并且趋于下降，这是与工业中出现资本增密的特点有关，这是指工业增长中越来越倾向于投入物质资本，投入的劳动力相应减少；第三产业就业弹性为 0.57，保持较高的吸收就业能力，这是与大多数国家的演变趋势是相一致的（蔡昉，2002）。

鉴于中国的发展阶段以及由此决定的比较优势，在实施国家和地方发展战略及产业政策的时候，全国以及大多数地区，特别是中西部地区，应立足于发展劳动密集型产业。目前，有些发展水平并不高的地区，也选择以资本密集型产业为本地区的主导产业或支柱产业。这种与自身比较优势相悖的产业政策，会限制就业机会的增长。此外，技术的选择和生产组织形式的选择，也对就业的吸纳能力产生影响。因此，处于发展中的中西部地区，更应当选择劳动密集型的适用性技术，这样可以达到以较少投资吸纳较多劳动力就业的效果。

五、人力资本积累具有公共品的性质

社会产品按照属性可以被分为私人产品和公共产品。私人产品指个人为自己消费或进一步增加收入而投资生产的产品。它的全部收益可以为投资者和生产者获得。公共产品指个人投资的收益，可能有一部分被别人或社会无偿获得的产品。纯粹的公共产品包括如国防、社会治安的维持等公共服务。诸如教育和培训这样有利于劳动者就业的人力资本投资，兼有两种特性，因为一方面个人投资可以获得人力资本提高增加收入的益处，另一方面，个人收益之外还有一部分为社会获得，所以，个人投资接受教育之外，也需要国家有公共投资部分。如果政府不从最大化扩大就业出发，发展和改革教育，提供就业培训，这方面的投资就达不到社会所要求的最佳水平。

目前，劳动力素质或人力资本禀赋已经限制了就业机会的获得从而人力资源的利用。例如，劳动力市场供需信息表明，在劳动力总体供大于求的情况下，许多有需求的岗位却找不到合适的应聘者。从一般的教育水平看，城乡劳动力素质仍然处于较低的水平。根据 2000 年人口普查数据，全国 15~59 岁劳动年龄人口中，文盲和半文盲占 5.2%，文盲和半文盲总人数达到 4 300 多万，初中以下的劳动力比重高达 79.0%。由于城乡差距的存在，农村劳动年龄人口中，文盲和半文盲占 7.1%，初中以下的劳动力比重高达 91.2%（见图 3）。

实现再就业是解决中国企业职工下岗的重要途径。然而，统计数据表明，中国下岗失业人员的再就业率趋向于降低。例如，1998 年下岗人员的再就业率为 50%，1999 年降到 42%，2000 年下降到 36%，2001 年进一步下降到 30%，2002 年上半年仅为 9.1%（劳动和社会保障部，2002）。由此可以看到一个下岗职工边缘化的趋势。也就是说，在下岗职工中，那部分具有正常劳动能力的人群，可以通过一个时期在劳动力市场上的摩擦，较快地实现再就业。而遗留下来的群体则是那些在劳动力市场遇到特殊困难的群体。

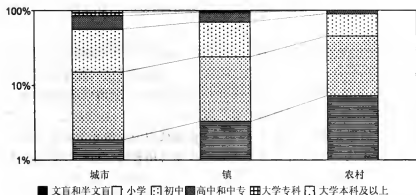


图3 分城市、镇、农村的劳动年龄人口教育水平

注：本图的纵轴是按照对数形式安排的。

资料来源：国务院人口普查办公室：《中国2000年人口普查资料》，中国统计出版社，2002年。

实际上，目前下岗职工
的再就业难度，主要在于因
历史原因造成其教育水平偏
低，就业和创业能力较差。我
们使用2000年人口普查数
据，把全国劳动年龄人口划
分为15~39岁组和40岁以
上两组，发现其教育程度构
成明显不同。在劳动年龄人
口年长组中，具有初中及以
下教育水平的人口比例，比
年轻组的同一比例高13个
百分点。与此相对应的是，在
劳动年龄人口年轻组中，具

有高中及以上教育程度的人口比例，比年长组的这一比例高13个百分点。而恰恰是这种在人力资本水平上的差异，导致了两个年龄组在获得就业机会上面，在下岗和失业的概率上面，以及在实现再就业难度上面的不同。可见，下岗职工是一个特殊困难群体，而他们的特殊就业和再就业困难，体现在受教育程度上的劣势。因此，政府把就业置于优先地位，并由此出发发展教育和培训事业，才能增强劳动者的就业再就业能力，解决好中国的就业难题。

参考文献：

1. 米什金(1998)：《货币金融学》，中国人民大学出版社。
2. 劳动和社会保障部(2002)：《中国积极的就业政策》，中国劳动社会保障出版社。
3. 劳动和社会保障部劳动科学研究所(2003)：《2002年：中国就业报告——经济体制改革和结构调整中的就业问题》，中国劳动社会保障出版社。
4. 林毅夫、蔡昉、李周(1999)：《中国的奇迹——发展战略与经济改革》(增订版)，上海三联书店、上海人民出版社。
5. 蔡昉主编(2002)：《2002年中国人口与劳动问题报告——城乡就业问题与对策》，社会科学文献出版社。
6. Mankiw, N. Gregory(1997), Alan Greenspan's Tradeoff, *Fortune*, December 8.

(责任编辑：朱犁)

编辑部声明

为适应中国信息化建设需要，扩大作者学术交流渠道，本刊已加入《中国学术期刊(光盘版)》。作者著作使用权与本刊稿酬一次性给付。如作者不同意将文章编入该数据库，请在来稿时注明，本刊将做适当处理。

中国人口的户籍现状与 分区域推进户籍制度改革

李若建

【摘 要】 文章描述分析了 2000 年人口普查所反映出的户籍的基本状况和地区差异，指出东南沿海地区与北京等特大城市是户籍状况最复杂的地区。文章介绍了各地户籍制度改革政策取向的空间差异，认为目前可以分成基本开放户籍、降低入户“门槛”与没有实质开放三种类型。指出在户籍状态不太复杂的地区应抓紧户籍制度改革，及时采用城乡统一的户籍登记制度；在户籍状态复杂、外来人口聚集的地区应采取稳妥的政策，分人群、小区域、分阶段逐渐进行户籍制度改革。

【关键词】 人口 户籍制度 区域

【作 者】 李若建 中山大学政务学院人口研究所，教授。

在进行户籍制度改革过程中，有三个问题应该特别注意：一是附加在户籍上面的许多社会管理制度（如计划生育、社会保险、土地使用制度等），户籍制度改革必然存在与这些制度的管理改革同步协调问题。二是利益群体的既得利益问题，户籍制度改革对城市居民，特别是大城市居民的传统得益产生冲击。三是户籍制度改革的难易程度地区差异问题，局部地区的户籍制度改革必须相当慎重。前两个问题得到比较充分的注意，而对第三个问题却没有足够关注。根据人口普查资料，从空间的角度对目前的户籍状况进行分析，无疑对中国正在进行的户籍制度改革有所帮助。

一、1982~2000 年中国人口户籍状况演变

1982、1990 和 2000 年三次人口普查提供了各时期人口的户籍状况，为研究人口户籍提供了重要资料。1982 年人口普查时的户籍状况基本上反映了计划经济时代的情况，1990 年的情况反映的是变迁过程的一个中间阶段，2000 年中国正处于户籍制度改革的开端，第五次人口普查数据反映的是旧体制终结与新体制诞生前这一特殊时期的情况。不过需要指出的是，由于几次人口普查在有关户籍的指标上不完全可比，表 1 只是反映出一种大趋势。还要指出的是，因为第五次人口普查把城市内部居住地与户籍所在地不一致的人口包括在外来人口的范围内，因此，为了说明问题的方便起见，本文中的“外来人口”和“人户分离人口”是同一概念。

1982 年将近 99% 的人口是人住在哪里户口就在哪里，居住地与户口所在地分离的外来人口只有 658 万人，占总人口的比重不到 1%，并且没有明显的地域集中现象，大城市也未必是外来人口集中的地区（李若建，1989）。到 1990 年外来人口数量有较大幅度的上升，达到 2 161 万人，大体上是 1982 年的 3 倍多。与 1982 年相比，外来人口不仅是数量增加，而且分布开始出现地域集中的情况，大量外来人口流入东部沿海地区和大城市，2 161 万外来人口中 331 万人在广东省，主要集中在珠江三角洲地区（李若建，1994）。不过从整体上看，外来人口只占总人口的 1.9%，对人口整体而言影响不大。

表1 1982~2000年户籍人口构成

户籍状况	1982年		1990年		2000年	
	人数(万人)	构成(%)	人数(万人)	构成(%)	人数(万人)	构成(%)
居住本地户口在本地	99065.8	98.86	110012.9	97.31	108941.2	87.67
居住本地户口在外地	657.5	0.66	2160.9	1.91	14439.1	11.62
居住本地户口待定	475.5	0.47	853.6	0.76	805.2	0.65
原住本地现在国外暂无户口	5.7	0.01	23.7	0.02	75.7	0.06
合 计	100204.5	100.00	11305.1	100.00	124261.2	100.00

注:(1)1982与1990年“本地”指的是本县、区,2000年“本地”指的是本乡镇、街道。(2)1982与1990年列入户口在外地的人口指的是离开户口所在地一年以上的人口,2000年指的是离开户口所在地半年以上的人口。(3)1982年西藏没有该项目资料,合计人口中不包含西藏人口。(4)2000年人口中不包含总人口1.8%的漏登记人口,下同。

资料来源:国务院人口普查办公室:《第三次全国人口普查手工汇总资料汇编》,1983年;国务院人口普查办公室:《中国1990年人口普查资料》,中国统计出版社,1993年;国务院人口普查办公室:《中国2000年人口普查资料》,中国统计出版社,2002年。

表2 2000年人口普查时中国人口的户口状况

户口状况	人数(万人)	构成(%)
普查登记人口		
居住本乡镇街道,	108941.2	87.67
户口在本乡镇街道		
居住本乡镇街道半年以上,	13428.7	10.81
户口在外乡镇街道		
在本乡镇街道居住不满半年,	1010.4	0.81
离开户口登记地半年以上		
居住本乡镇街道,户口待定	805.2	0.65
原住本乡镇街道,现在国外	75.7	0.06
工作学习,暂无户口		
合 计	124261.2	100.00
人户分离人口(外来人口)来源地		
来自本县(市)	3025.4	20.95
来自本市(地级市)市区	3538.0	24.50
来自本省其他地区	3633.8	25.17
来自省外	4241.9	29.38
合 计	14439.1	100.00
农业与非农业人口		
农业户口	92871.6	75.27
非农业户口	30508.7	24.73
合 计	123380.3	100.00

注:农业与非农业人口 = 普查登记人口 - 户口待定人口 - 国外的人口。

资料来源:国务院人口普查办公室:《中国2000年人口普查资料》,中国统计出版社,2002年。

人是本县内和本市内各区之间的人口与户籍分离,两者合计为6 563万人,这表明小范围内的人户分离人口也具有相当规模,处理好这部分人口的户籍问题也是不容忽视的工作。

第二是大量人口的户籍身份与居住地实际情况、工作性质不符。普查人口中有75.3%的人是农业户口,24.7%的人是非农业户口。然而人口普查资料显示,在全部在业人口中,从事农业类别职业的

根据表2中的数据可以看出,2000年第五次人口普查的户籍情况有以下几个特点。

第一是人户分离人口(外来人口)数量庞大,总量达14 439万人,占总人口的11.62%。如果考虑到占全国总人口1.8%的漏登记人口中大部分是人户分离人口的话,实际人户分离人口数量可能超过16 000万人。为了增加与1990年数据的可比性,可以从人户分离人口中扣除本县(县级市)内和本市(地级市)市区内的人户分离人口6 563万人,与1990年基本可比的外来人口数量是7 876万人,大体上是1990年的3.6倍。全国人口中有1.4亿人居居住地与户籍所在地分离,这一事实说明目前户籍制度改革是一项非常迫切的任务。从2000年中国人口的户籍状况中可以得知,在2000年人户分离的人口中,接近30%的人(总数为4 242万)是跨省流动;其中25%的人(总数达到3 634万)是来自本省其他地方(除本县、市区内部之外),其规模接近跨省流动人口;45%

表3 2000年人口普查时各地区人口户籍构成情况

%

地区	人户一致	人户分离	其他	地区	人户一致	人户分离	其他	地区	人户一致	人户分离	其他
北京	64.8	34.2	1.1	山西	87.7	11.5	0.9	四川	91.4	8.1	0.5
天津	77.2	22.2	0.7	内蒙古	82.4	16.4	1.2	贵州	92.1	6.9	1.0
河北	92.5	7.3	0.2	吉林	88.2	11.0	0.8	云南	89.4	9.1	1.5
辽宁	83.9	15.5	0.7	黑龙江	88.9	10.4	0.8	西藏	91.3	8.2	0.5
上海	66.3	32.8	0.9	安徽	93.6	6.0	0.4	陕西	92.5	6.7	0.8
江苏	86.7	12.5	0.8	江西	90.7	8.3	1.0	甘肃	93.2	6.2	0.6
浙江	80.3	18.7	1.0	河南	93.9	5.7	0.4	青海	87.9	10.8	1.3
福建	81.7	17.3	1.0	湖北	90.0	9.6	0.4	宁夏	86.2	12.3	1.6
山东	91.4	8.3	0.3	湖南	92.7	7.0	0.3	新疆	83.9	15.3	0.8
广东	68.8	29.7	1.5	广西	92.3	7.4	0.4				
海南	86.1	12.9	1.0	重庆	91.0	8.6	0.4				

注：其他类型包括户口待定与人在国外。

资料来源：国务院人口普查办公室：《中国2000年人口普查资料》，中国统计出版社，2002年。

人占64.46%，35.54%的人从事非农业职业，也就是就业人口中大约有10%的人属于以农业户口的身份从事非农业的职业。在居住形态上，如果按城镇的建成区划分城乡人口，那么，住在乡村的人口只占63.08%，其他36.92%住在城镇，换句话说就是大约有12%住在城镇里的人是没有非农业户口的。从这两个角度看，全国至少有10%的人口是属于工作性质、居住地的实际情况与户口性质脱节的。

第三是各地之间情况差异悬殊，东部地区人户分离现象突出，中西部情况正好相反，人户一致的比重比较高。从表3可以看出，全国31个省、自治区、直辖市中有9个地区人户分离人口占总人口比重超过15%，其中的7个在东部地区，以北京、上海和广东三地最突出，这三个地区人户分离占总人口的比重均超过29%。人户分离情况不突出的地区，绝大部分是中西部地区，可见，户籍管理问题比较复杂还只是局部性的现象，但对其蔓延的趋势要给予足够的关注。

二、公安户籍与实际情况的差距

公安部门是户籍的日常管理部门，他们掌握的人口户籍与实际居住人口的户籍状况差距如何直接关系到户籍管理的效率，因此本文重点对人口普查数据与公安户籍人口数据进行比较。虽然人口普查是2000年11月1日的人口数，公安部门的户籍是2000年底数，两者时点有差别，不完全可比，但时间上仅差两个月，理论上二者的差距不应该很大，如果差距很大，说明公安户籍与实际脱离比较严重。为了说明问题，本文引入以下几个指标。

第一个是不一致系数，其计算方法为：不一致系数 = $0.5 \times \sum_{i=1}^n |X_i - Y_i|$ 。式中 X_i 为 i 地区公安户籍人口占全部公安户籍人口百分比； Y_i 为 i 地区普查登记人口占全部普查登记人口百分比； n 为地区数（以县、县级市和设区市的区为地区单位）。根据该系数的数学含义，当户籍人口与普查登记人口分布完全一致时该系数为0，当户籍人口与普查登记人口分布完全不一致时该系数为100%。

第二个指标是保留率，其含义是公安户籍人口中还有多少人住在户籍所在地，显然保留率越高，说明越多人依然住在其户籍管辖范围内。计算方法为：保留率 = 人口普查时居住地与户口所在地一致人口/该地年底户籍人口数 $\times 100\%$

第三个指标是差距程度指数。差距程度指数是各县、县级市、设区市的区普查登记人口与公安部门2000年底户籍人口之间的差距。计算方法：差距程度 = $(\text{普查登记人口数} / \text{公安户籍人口数} - 1) \times 100\%$ 。在正常情况下，差距程度应该在几个百分点之间波动。本文把正常值定在-5%~5%之

间;超过5%属于偏高,表明有较多非当地户籍人口居住;超过15%属于过高,表明有大量外来人口;低于-5%属于偏低,表明人口外流;低于-15%属于过低,表明大量人口外流。

首先,看各地的不一致系数。从整体上看,东部地区不一致系数偏高的居多,中西部地区偏低的居多。系数超过5的6个地区依次广东、北京、浙江、上海、福建和天津,其中广东省以18.87排在首位,这6个地区全部属于东部地区。不一致系数低于3的有陕西、安徽、湖南、四川、山西、河南、新疆、江西、甘肃、吉林、山东、河北等12个地区,其中除了山东与河北两地外,其他均属于中西部地区(见表4)。

其次,看保留率。保留率最低的5个地区地区分别是广东、北京、浙江、上海、天津,这些地区中北京、上海和天津是超大城市,城市内部的人户分离现象严重。广东和浙江两省是吸引外省外来人口最

表4 2000年各地区普查人口与公安户籍人口差异情况

地区	不一致系数	保留率 (%)	各地差异程度指数分布(%)					各类差异程度指数地区分布(%)				
			过低	偏低	正常	偏高	过高	过低	偏低	正常	偏高	过高
北京	9.17	78.92	5.6	16.7	16.7	22.2	38.9	0.9	0.5	0.2	1.4	2.4
天津	5.06	82.75	5.6		27.8	33.3	33.3	0.9		0.3	2.1	2.0
河北	1.67	92.42	3.5	7.6	78.5	7.6	2.9	5.1	2.1	8.8	4.6	1.7
山西	2.65	89.05	3.4	5.0	80.8	5.0	5.8	3.4	0.9	6.3	2.1	2.4
内蒙古	4.42	83.55	7.9	15.8	44.6	11.9	19.8	6.8	2.5	2.9	4.2	6.8
辽宁	3.41	84.81		19.0	58.0	14.0	9.0		3.0	3.8	4.9	3.1
吉林	2.03	89.99		1.7	76.7	16.7	5.0		0.2	3.0	3.5	1.0
黑龙江	3.79	87.06	2.3	33.8	46.9	9.2	7.7	2.6	6.9	4.0	4.2	3.4
上海	7.23	82.33		15.8	5.3	21.1	57.9		0.5	0.1	1.4	3.8
江苏	4.26	89.60	1.9	10.2	47.2	16.7	24.1	1.7	1.7	3.3	6.3	8.9
浙江	8.34	81.89	15.9	21.6	28.4	14.8	19.3	12.0	3.0	1.6	4.6	5.8
安徽	2.83	87.91	6.6	48.1	33.0	7.5	4.7	6.0	8.0	2.3	2.8	1.7
福建	7.02	84.29	2.4	38.1	33.3	4.8	21.4	1.7	5.0	1.8	1.4	6.1
江西	2.35	87.95	2.0	31.0	59.0	5.0	3.0	1.7	4.9	3.8	1.8	1.0
山东	1.85	91.61		5.0	78.0	9.2	7.8		1.1	7.2	4.6	3.8
河南	2.65	89.92	5.7	29.9	54.1	5.7	4.5	7.7	7.4	5.5	3.2	2.4
湖北	3.14	90.23	1.0	15.8	63.4	7.9	11.9	0.9	2.5	4.2	2.8	4.1
湖南	2.71	90.07	1.6	38.2	43.9	10.6	5.7	1.7	7.4	3.5	4.6	2.4
广东	18.87	78.20	30.6	28.2	11.3	7.3	22.6	32.5	5.5	0.9	3.2	9.6
广西	4.00	85.65	5.5	42.7	30.9	6.4	14.5	5.1	7.4	2.2	2.5	5.5
海南	3.63	85.48		33.3	52.4		14.3		1.1	0.7		1.0
重庆	3.16	89.82	5.0	27.5	47.5	7.5	12.5	1.7	1.7	1.2	1.1	1.7
四川	2.68	89.48	0.6	23.3	64.4	7.8	3.9	0.9	6.6	7.6	4.9	2.4
贵州	3.16	88.30	1.1	56.3	31.0	4.6	6.9	0.9	7.7	1.8	1.4	2.0
云南	4.05	92.86	0.8	8.7	68.5	11.0	11.0	0.9	1.7	5.7	4.9	4.8
西藏	3.82	95.08		9.7	72.2	13.9	4.2		1.1	3.4	3.5	1.0
陕西	2.97	91.58	0.9	21.3	60.2	12.0	5.6	0.9	3.6	4.2	4.6	2.0
甘肃	2.27	92.44		17.4	65.1	11.6	5.8		2.4	3.7	3.5	1.7
青海	4.88	88.25	2.3		41.9	39.5	16.3	0.9		1.2	6.0	2.4
宁夏	4.50	85.27	4.2	33.3	50.0		12.5	0.9	1.3	0.8		1.0
新疆	2.48	86.39	3.2	13.7	64.2	12.6	6.3	2.6	2.1	4.0	4.2	2.0
全国	4.70	88.09	4.1	22.1	53.6	10.0	10.2	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0

资料来源:公安部,《2000年度中华人民共和国分县市人口统计资料》,群众出版社,2001年;国家统计局:《中国乡、镇、街道人口资料》,中国统计出版社,2002年。

多的地区,同时也成为省内人口流动最强烈的地区。保留率高的地区多在中西部,相反保留率低的地区多在东部,不一致系数与保留率之间存在明显的负相关关系,不一致系数高的地区保留率就低(相关系数 $r = -0.733, p < 0.01$)。

再次,从差异程度的指数分布看,全国所有的县级行政区域中,有 53.6% 的地区属于正常范围内;属于偏高与偏低的地区占 32.1%;另外 14.3% 属于超低或者超高。在各地内部,差异程度指数在 -15%~15% 之间(也就是属于正常或者偏高、偏低范围)的县(市、区)占全部县(市、区)的比重一般都在 80% 以上,不足 80% 的只有北京、天津、内蒙古、上海、江苏、浙江、福建、广东这几个地区。在这几个地区中,除内蒙古外,均属于东部沿海地区。

在全国所有差异程度指数过低的县(市、区)中,广东占 32.5%,浙江占 12.0%,两省合计占全国的 44.5%,也就是说大约半数人口大量外流的县出自这两个省。在全国所有差异程度指数过高的县(市、区)中,广东占 9.6%,江苏占 8.9%,内蒙古占 6.8%,福建占 6.1%,浙江占 5.8%,这 5 个地区合计占 37.2%,约占全国 1/3。

这几个指标的分析结果表明,目前人口户籍状态复杂,公安户籍人口与实际居住人口脱节最明显的地区是东部的几个特大城市和从长江中下游开始到珠江三角洲为止的东南沿海地区,这也意味着这一地区户籍制度改革难度最大。如果对这些地区进行深入分析,又可以划分成两种类型,一是以广东省、浙江省为代表的地区,二是以北京市、上海市为典型的地区。前者是大量的外来人口与外出人口并存,后者是大量外来人口与户籍在本市的跨街道(镇)居住的人口分离人口并存。

在广东省内部局部地区外来人口超出本地户籍人口 10 倍以上,东莞市的长安镇是一个非常典型的地区,2000 年人口普查时该镇的普查登记人口是 59.5 万人,而户口在本镇的人口只有 3.3 万人,没有当地户籍的人口占总人口的 94.5%。广东局部地区外流人口占户籍人口的比重超过 30%,2000 年底河源市的东源县公安户籍人口 48.5 万人,普查登记人口 31.2 万人,登记人口比户籍人口少 17.3 万人,实际的普查登记人口只占户籍人口的 64.3%,换句话说至少 35.7% 的户籍人口已经外流。

中国人口经济最发达的几个主要城市,如北京、上海和广州市,存在大量的来自外地的外来人口的同时也存在大量的户籍在本市、居住地与户籍所在地分离的人口,这是一类比较特别的“外来人口”。这些年来,由于旧城改造、拆迁、商品房建设等因素,大量居住在老城区的人口外迁到新城区,却没有办理户籍迁移手续,导致人户分离,一些老城区普查登记人口远远低于户籍人口(见表 5),这种情况也给户籍制度改革带来一定的困难。

表 5 2000 年北京、上海、广州市部分老城区普查登记人口与公安户籍人口差距

北 京				上 海				广 州			
区	普查 登记人口 (万人)	公安 户籍人口 (万人)	差距 程度	区	普查 登记人口 (万人)	公安 户籍人口 (万人)	差距 程度	区	普查 登记人口 (万人)	公安 户籍人口 (万人)	差距 程度
东城	536	626	-14.38	黄浦	575	662	-13.14	东山	556	599	-7.18
西城	707	781	-9.48	卢湾	329	356	-7.58	荔湾	475	515	-7.77
崇文	346	413	-16.22	静安	305	358	-14.80	越秀	341	432	-21.06
宣武	526	562	-6.41								

资料来源:同表 4。

三、外来与外出人口的地区分布

户籍制度改革的困难,主要涉及两个人群,一个人群是想从农村进城的农民,另一个是已经离开户籍所在地到外地工作、想在工作地落户的人群。对于前一个人群,各地在推进城镇化与户籍制度改革中,基本上做到了在小城镇中把户籍放开,因此,对想从农村进城的农民要进入小城镇的困难主要

表6 人口分离人口与外出人口分布

地区	人口分离人口占全国比重					外出人口占 全国比重
	全部	来自 本县	来自本市 市区	来自本省 其他地区	来自 外省	
北京	3.21	0.37	5.43	0.39	5.81	0.94
天津	1.51	0.31	3.66	0.15	1.73	0.68
河北	3.38	4.56	3.87	3.31	2.19	2.09
山西	2.58	3.34	3.54	2.18	1.57	1.48
内蒙古	2.65	3.88	2.49	3.37	1.29	2.00
辽宁	4.49	3.49	8.82	3.47	2.46	2.34
吉林	2.04	3.18	2.95	1.75	0.73	1.20
黑龙江	2.61	2.54	3.41	3.87	0.91	1.90
上海	3.73	0.47	2.49	3.37	7.39	1.52
江苏	6.30	6.76	5.78	6.80	5.98	5.35
浙江	5.96	6.51	3.40	4.78	8.70	5.64
安徽	2.46	3.15	4.02	2.62	0.54	6.18
福建	4.09	3.83	2.67	4.57	5.06	3.84
江西	2.33	4.47	2.84	2.08	0.60	4.13
山东	5.17	7.92	6.74	4.55	2.44	4.72
河南	3.60	4.62	5.06	4.23	1.12	6.52
湖北	3.95	4.54	5.91	4.48	1.44	2.83
湖南	3.04	4.74	3.37	3.91	0.82	4.95
广东	17.52	6.43	6.51	16.48	35.51	11.07
广西	2.24	2.58	1.72	3.89	1.01	6.90
海南	0.68	0.79	0.24	0.75	0.90	0.60
重庆	1.82	2.22	3.02	1.33	0.95	2.91
四川	4.62	7.29	4.84	6.09	1.26	7.97
贵州	1.67	2.06	1.53	2.32	0.96	4.59
云南	2.68	2.51	1.70	3.71	2.75	1.99
西藏	0.15	0.12	0.07	0.12	0.26	0.12
陕西	1.64	2.49	1.62	1.69	1.00	2.54
甘肃	1.08	1.51	1.08	1.34	0.54	1.56
青海	0.36	0.37	0.28	0.51	0.29	0.32
宁夏	0.47	0.55	0.39	0.48	0.45	0.37
新疆	1.96	2.41	0.52	1.39	3.33	0.75
全国	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00

资料来源:同表3。

不是户口而是有没有能力在城镇谋生。后一个人群是目前户籍制度改革困难所在,因此有必要分析一下这一个人群的空间分布。

在全国4 242万跨省的外来人口当中,35.5%集中在广东省,其中绝大部分集中在珠江三角洲地区。除了广东之外,北京、上海、江苏、浙江和福建等地区也云集了大量的跨省流动人口,上述6个地区共集中了全国65.5%的跨省外来人口(见表6)。在本省内部(不含本县、本市区内部)的3 634万外来人口当中,分布没有像跨省流动的外来人口那样集中,其分布与各地区的人口规模有一定关系,一般来说人口规模大的地区往往是省内外来人口也多的地区。在全国各地有几个省份比较特殊,这些省份的省内外来人口占全国的比重远远超过该地区人口在全国的比重,如广东、江苏、浙江和福建省。

虽然相对于外来人口的集中而言,外出人口的分布比较均匀,全国各地都有不少外出人口,但有两类地区值得关注:一是大量人口输出的省份(如安徽、河南、湖南、广西、四川和贵州等);另一是人口迁入地,在大量外省人口流入的同时也有大量的本省人口在流动(如广东、

江苏、浙江和福建省)。在后一类地区的外来人口当中,相当一部分是省内部的人口流动,对这些地区的全省范围内的户籍制度改革就不得不认真思考省内人口流动问题。

还有一类人口分离人口,就是来自本市市区的人口分离人口值得关注。这类人口在城市内部发生居住地改变而没有迁移户籍,是今后人口管理的一个新难题。就单个城市来说,北京市的情况最突出,这类人口占了全国的5.43%之多。

四、户籍制度改革发展过程与地区差异

在中国城镇化过程必然伴随着户籍制度改革。改革开放初期让农民自理口粮到小城镇居住,但由于小城镇的人口容纳能力有限,到了20世纪80年代后期,这一改革措施基本停滞,取而代之的是大量农民离开农村到沿海地区和大中城市打工。面临着大量人口流动带来的社会问题和拉动经济增长的需要,从20世纪90年代中期开始,新一轮的城镇化与户籍制度改革处于酝酿之中,到90年代后期

以开放小城镇户口为标志的改革,显示出在中国实行了近半个世纪的城乡分割的户籍制度将发生重大变化,21世纪初以浙江、河北的部分城市为首的户籍制度改革把户籍制度改革推向高潮。

从20世纪90年代中期开始的推进城镇化与户籍制度改革有几个特点:(1)基本上是政府行为,充分体现了政府的政策导向。政府希望通过改革达到社会经济的集约发展,也希望通过改革让大量“外来人口”安居下来,成为本地人。(2)以承认现实为起点。在一系列政策中,要得到城镇户籍者基本上是在城镇有合法居所、有固定职业或稳定生活来源者,符合这些条件的人,大多数是实际上已经生活在城镇相当一段时间的人口。(3)以人口聚集为目的。为了达到人口聚集的目的,政府对愿意迁入城镇的农民给予的政策优惠越来越明显。让农民继续承包土地就是让一些犹豫不决、有后顾之忧的农民放心迁入城镇。

从前面的分析中可以知道,各地区人口的户籍情况差别非常大,因此,导致各地城镇化与户籍改革的差别很大。根据各地已经出台的政策,大体上可以划分为以下几种情况。

第一,基本上全面开放,大力吸引农民进城。这一类型以中西部地区为主,特别是中西部地区的小城镇和小城市居多。为了吸引农民进城往往给进城农民以优惠,特别是土地上的优惠。例如,1997年广西《公安厅关于贯彻小城镇户籍管理制度改革试点方案实施意见》中明确提出,让农民把转让土地使用权的收入作为进城定居的资金。2000年《中共江西省委江西省人民政府关于进一步加快小城镇发展的决定》更加明确规定,进城农民可以有偿转包和出租原承包的责任田。在过去,对人口管理部门来说,“双户籍”不利于人口管理,但在户籍改革过程中,“双户籍”被作为一种吸引农民进城的方法提出。2000年贵州省毕节地区在《中共毕节地委毕节地区行署关于加快我区城镇化进程的意见》中提出在全区范围内试行“双户籍”制度,这种制度是让进入城镇的农民在拥有城镇户籍,享受城镇居民的同等待遇的同时也保留农村户口。

第二,降低“门槛”,取消“农转非”的指标限制。全国大多数中等以上城市属于这一类,但降低幅度各地不同,总体上是中西部城市的“门槛”低,东部地区“门槛”高;大城市“门槛”高,中小城市“门槛”低。例如,大连市的标准是投资30万~50万元(各区不同);贵州省六盘水市则是投资5万元(固定资产)就可以落户。这类地区往往是用几个标准来选择人口落户,一是人道标准,如家人团聚;二是金钱标准,如投资与购买规定面积的商品房;三是人才标准,如要达到一定学历或职称。对于这种改革存在一些争议,比较突出的是对金钱标准的批评。

第三,基本上没有实质性开放户籍,这类地区以一些特大城市为主。没有实质性开放主要表现在三方面:(1)保留计划控制,如2000年《西安市公安局等四部门关于解决本市当前户口管理工作中几个突出问题的实施意见》中提出,对迁入城区的人口要纳入控制人口机械增长的计划。2001年广东省公安厅在《关于我省进一步改革户籍管理制度的意见》中提出,广州和深圳市实行人口准入条件与年度计划安排相结合的管理办法。2001年吉林省公安厅在《关于改革户口迁移制度推进城市化进程意见》中提出,长春、吉林两市实行适当控制政策,保持市区人口适度增长。(2)继续在正式户籍与暂住户籍之间建立中间状态户籍。如1999年北京市提出“北京市工作居住证”制度,对北京需要的人才给予居住证,这一证件介于正式户口与暂住证之间。2002年上海市提出“上海市居住证”制度,对不改变国籍、户籍所在地在上海市工作、创业的人才给予6个月到5年的居住证。(3)建立或维持较高的金钱“门槛”。为了发展经济,投资入户(正式的或蓝印户口)政策一直以各种形式存在(李若建,2001),在户籍制度改革中这一做法基本上维持不变,而且“门槛”非常高。

由于户籍制度改革为期不长,因此很难对各类地区情况做出全面评判。但从目前情况来看,第一类地区全面开放户籍后带来的社会震动不大,小城镇对农民的吸引力有限,小城镇的人口规模没有特别的增大,导致这种平稳发展的情况,最主要原因是小城镇的就业机会有限(李若建,2002a)。第二类地区的户籍制度改革,实际上是对事实的一种承认。因为符合落户条件的人,大多数已经用“暂住证”、

“地方城镇户口”、“蓝印户口”等身份长期生活在这个城市,只是苦于指标限制无法落户而已。对于第三类地区,真正的户籍制度改革还没有开始。

五、户籍制度改革的分区域推进问题探讨

户籍制度必须改革是毫无疑问的,但何时、何地、如何改革是需要认真研究的课题。全国各地情况差异很大,显然不具备统一进行户籍制度改革的条件,因此,从各地的人口户籍状况与改革的难度来看,可以划分成以下几类地区。

(一) 第一类是户籍改革难度不大的地区

这类地区基本上是一些经济相对落后的地区,城镇经济也不发达,没有太多的就业机会,本地农民和一部分城镇人口也已经外出到一些大城市或沿海地区工作,外出人口当中有相当一部分人长期在外,实际居住人口远远低于公安户籍人口。这些地区地方政府期望农民进入城镇,带动城镇房地产业、商业和服务业的发展,因此,在户籍制度改革上比较积极。这些地区户籍制度改革的难点主要是如何给进城落户的农民足够的社会资源(如城镇的教育资源)和适当的社会保障(如最低生活保障)。

这类地区应该尽快实行全面的户籍制度改革,在改革区域范围内,取消户籍上的城乡差别,给公民迁徙的自由。在人口户籍状况不太复杂的时候改革,将事半功倍。对这类地区,开放户籍后一般不会发生大规模农民迁入城镇的现象,因此,目前户籍制度改革的重点应该是在相对小的范围内,取消城乡差别的户籍,统一实行居住地户口。户籍改革的目的是把那些在外地工作后回乡的人口吸收到本地城镇居住。对那些已经离开家乡外出的人口,如果在外地可以落户的话,尽量提供方便。

这类地区的户籍制度改革,要注意到两个问题,一是这类地区目前的社会保障水平不高,对农民进入城镇后可能产生的社会保障压力要有足够重视。二是传统的附加在户籍上的行政管理功能问题(如城乡有别的计划生育政策等),在取消户籍后如何实行改革,对这一点可以试行“原住居民”与属地管理相结合的制度。对一些城乡有别的行政管理制度,在一定时期内按原住地的政策执行,发生迁移后的一段时间再改为按居住地政策执行。

(二) 第二类地区是现阶段户籍改革的主体地区

这类地区主要是各地的大中城市,还有沿海一些经济比较发达地区的乡镇。这类地区经济发展程度相对好一些,有一些就业机会,也存在结构性的劳动力短缺,主要是当地户籍人口不愿意从事一些脏、累、苦的职业,因此,吸引了一定数量的周边地区的农村人口在城镇就业。这类地区目前户籍制度改革的政策取向大多数是采取降低落户标准,对亲人团聚、投资(包括购买商品房)和人才落户实行政策倾斜,而对大量以普通打工者身份长期居住的人群还没有开放户籍。显然,这类地区的户籍制度改革取向是地方政府认为需要的人口,对不被认为是必须的人口则用“准入条件”拒之门外。这类地区不仅面临前一类地区在户籍制度改革所面对的困难,而且还多两点:一是对原有当地户籍人口的竞争压力,特别是就业压力;二是担忧户籍开放幅度太大,会使进入城市的农民数量失去控制,大量没有工作的农民在城市中沉淀下来,导致城市规模恶性膨胀。这类地区应该成为目前户籍改革的突破点,因为这类地区户籍制度改革的困难还不至于无法克服,更加重要的是如果在户籍制度改革问题上持保守态度的话,今后改革的难度将越来越大。因为随着社会经济的发展,这些地区的人口流动会更加频繁,在本地定居的外来人口也会越来越多,在这类地区中的局部也会出现大量外来人口聚集的现象,那时要进行户籍制度改革,难度更大。

虽然这类地区尚不具备全面开放户籍的条件,但目前设置的户籍准入标准偏高,大部分实际居住的外来人口无法得到户籍。对于这些地区可以考虑采用累积居住年限制度,也就是在本地连续居住满一定时间,连续办理相关的各种证件,就业者参加社会保险到一定时间后,就自动取得落户的资格。这种累积居住年限制度可以灵活变动,例如,在今后一段时间内要求要居住满5年,过一段时间后可以

规定居住满3年,甚至于只要居住满一年,一直到全面开放户籍。

(三) 第三类地区是一些特大城市的老城区

这些地区由于城市重建工作和城市新区的发展,大量人口实际上已经搬迁,户口却留在老城区,产生大量的“空挂户”。产生这种现象的主要原因是城市的社会资源,特别是依靠政府投入的社会资源(主要是中小学教育资源)的使用权与户籍挂钩的后果。大量社会资源留在老城区,而户籍是使用这些资源的主要条件。如果逐步把社会资源的使用权与户籍脱钩,并且根据人口的实际分布配置政府投资的社会资源,“空挂户”问题自然会淡化。

(四) 第四类地区是大量外来人口聚集的地区

这类地区主要是北京、上海等一批特大城市和东南沿海地区,特别是珠江三角洲地区。对这一地区户籍制度改革的困难进行估计是很难的,但是,只要想到如果全面开放户籍,不少地区人口可能翻番,就可以体会到户籍改革的难度。这类地区又必须进行户籍制度改革,而且其改革的成败直接关系到中国户籍制度改革的成败,因此,对这类地区的户籍制度改革要非常慎重。这类地区不仅外来人口数量庞大,而且内部结构复杂,不同地域的外来人口在职业、社会地位、居住形式上也有明显的差别(李若建,2002b),因此,很难用统一的户籍制度改革模式统一改革。

根据目前的户籍改革进程,外来人口聚集地区户籍制度改革可以从几个方面加以考虑:(1)要有全面规划,对改革的时机、步骤、后果都应该有充分的计划准备,否则可能出现一些比较大的问题。(2)逐步降低迁入的“门槛”。根据各地的实际情况,应该逐步降低户籍准入标准。(3)要分不同类型的地区,不同的人群,采取不同的措施。(4)在同一类型地区的户籍制度改革要基本同步进行,避免对局部地区产生过分的冲击。(5)不要过分渲染户籍制度改革,避免群众对改革的期望过高,地方政府一时又做不到,影响改革的稳步进行。

最后要提出的是,户籍制度改革对大量人口迁出地区将产生什么影响也应该及时研究。因为流出人口多为青年人,留下来的多为老年人和少年儿童,流出的人口往往是当地比较优秀的人才,所以可能对流出地产生一些消极因素。前面提到有大量人口外流的广东省东源县的31.2万人口中,60岁以上老年人4.6万人,占14.78%,属于人口老龄化比较严重的地区。如果在户籍制度改革中采取只吸收青年人进入城市的政策,那么,像东源县这类地区伴随着青年人流失,人口进一步老龄化,可能导致区域性经济衰退。

参考文献:

1. 李若建(1989):《中国人口的流迁》,《中国东部、中部、西部三带的人口、经济和生态环境》,华东师范大学出版社,第130~135页。
2. 李若建(1994):《流迁人口研究》,《人口研究》,第4期。
3. 李若建(2001):《城镇户籍价值的显化与淡化过程分析》,《社会科学》,第9期。
4. 李若建(2002a):《小城镇人口状况与小城镇户籍制度改革》,《人口与经济》,第4期。
5. 李若建(2002b):《外来人口聚集地区的户籍与劳动管理体制问题》,《南方人口》,第2期。

(责任编辑:朱 犁)

中国改革时期的人力资本回报与经济增长

张展新

【摘要】 在有关中国经济转型时期制度变革与经济增长关系的研究中,主要关注点是市场化改革的优化资源配置作用。文章的论点是,制度变迁不仅改善资本、劳动等生产要素的配置,还通过提升人力资本的经济回报来提高其激励效率。作者利用 47 个城市的制度变迁、教育收益率、经济增长率等数据,研究城市经济增长差异,对制度变革的人力资本激励效应进行了检验,初步证实了“制度变革—人力资本回报提高—经济增长”这一假设。

【关键词】 收入 人力资本 制度变革 经济增长

【作者】 张展新 中国社会科学院人口与劳动经济研究所,助理研究员。

近年来,一些研究表明,市场化取向的制度变革促使劳动、资本等生产要素在不同部门之间重新配置,这是中国转型时期经济增长的一个主要原因。在改革以前,高度集中统一、排斥市场机制的中央计划体制造成了产业结构扭曲和资源配置的低效率(Lin 等,1996)。市场导向的经济改革首先在农村,而后在整个城乡弱化计划体制,改善资源配置。Kalirajan 等(1993)的研究发现,20 世纪 80 年代中国农村工业增长的主要决定因素是市场化制度变革所引起的部门间大规模资源重新配置。Lin 等(1996)认为,劳动密集和资本密集产业之间的置换起到了优化资源配置的作用。蔡昉等(2000)发现,劳动力在部门间再配置对提高经济增长率有显著作用。王小鲁(2000)认为制度变革带来的劳动力配置促进了资本等要素的再配置。制度变迁改善资源配置效率这一理论观点揭示了改革与增长之间的一种内在联系。

然而,从理论上说,生产效率不仅是配置效率,还包括激励效率(X-效率)(Leibenstein, 1966)。从实践上看,虽然改革之前中国经济的低增长可以首先归结为重工业为先导的产业结构和行政化的资源配置方式,劳动者的工作积极性低也是低增长的一个重要原因(Lin 等,1996)。自 20 世纪 50 年代起,中国在城市中实行统一的低工资制度,劳动报酬与劳动贡献相脱节,平均化的收入分配实际上严重压低了人力资本的经济回报,使拥有较高人力资本的职工得不到应有的激励(蔡昉等,2000)。从激励效率的视角来看,两个相互关联的问题是,在中国改革时期,制度变革如何改变分配方式?分配方式的变化又如何影响生产率?对于前一个问题,一些经济学家做了回答,指出中国已经告别了平均主义(赵人伟等,1999)。对于后一个问题,理论界尚未有明确回答,但社会学家 Nee(1989,1996)的市场转型观点具有启示性。Nee 认为,在中国等转型的社会主义国家中,市场机制的作用范围扩大,提高了人力资本回报,使经济报酬与个人的生产力密切联系在一起。这一论断意味着在市场化导向的经济转型中,分配制度的改革改善了激励机制,提高了人力资本的生产力。这样,对中国和其他转型社会主义国家而言,不仅人力资本存量是经济增长的正因素^①,反映激励效率的人力资本回报水平也是促进增

^① 人力资本存量被认为是一国经济增长的促进因素(Barro,1997,2001)。

长的因素。这一猜想符合制度经济学家North(1990)的观点:当一个国家的制度结构强化对个人生产性行为的激励时,就会实现经济增长。本文的目的是,在现有的优化资源配置研究的基础上,提出一个包含人力资本回报在内的理论模型并进行相应的实证检验,从而改进对中国改革时期经济增长的解释。

一、制度变革与经济增长:一个理论模型

中国的经济体制改革改变了资本和劳动的制度安排。首先,经济转型打破了单一的国有制资本产权结构。20世纪70年代末开始实行的农村土地个人承包经营是生产资料产权制度的历史性突破,随后是城乡全面改革。在90年代,国有企业大面积转制,私营企业和“三资”企业的数量迅速增长,乡镇企业发展到改制、明晰私人产权阶段。与此同时,各种形式的城乡资本市场也在不断发展之中。资本制度的重大变革总是伴随着劳动制度的变革。私营企业和“三资”企业的发展使私人资本雇佣劳动合法化。从90年代中期起,国有企业重组使职工由企业的终身就业者向独立和自立的劳动者转化。这样,从“体制外”到“体制内”恢复和重新界定了私人的劳动产权^①,各类劳动力市场也在迅速发育。

生产资料和劳动二位一体的制度变革重构生产资料和劳动者的结合方式,以资本和劳动的契约关系代替二者的行政化结合关系。生产资料和劳动者结合是社会生产的基本要求,社会经济制度的核心功能是规范生产资料和劳动者的结合方式。在改革以前,凭借对生产资料和劳动者的高度控制,国家用行政手段使二者在微观层面(城市企事业单位和农村人民公社)结合,按照计划组织生产。这种行政性的生产要素结合方式从根本上排斥了现代市场经济通行的资本和劳动之间的契约关系和以此为基础的由企业制度。在经济改革中,资本和劳动的契约关系首先在新兴的非国有企业中确立,并随之发展而发展。城乡私营企业和“三资”企业建立在明确的劳资契约关系基础上。乡镇企业的劳资关系也以契约为主导。另一方面,在相当长的一段时期里,虽然国有部门进行了各种尝试,但在改造企业和职工的关系方面并无根本性进展,国有企业在职工就业、福利等方面依然背负着沉重的“政策性负担”(Lin等,1998)。直到20世纪90年代中期,由于日益增长的经营压力,在竞争性国有企业中,传统的劳动制度终于开始被契约性劳资关系所取代。目前,从总体上看,以资本雇佣劳动契约为基础的企业组织正在成为主流微观经济形式,这是资本和劳动二重制度变迁的一个主要成果和基本标志。

制度变革对经济增长的推动作用首先在于其优化资源配置效应。在传统的计划体制下,造成资源配置效率低下的主要原因是:按照重工业导向发展战略编制的经济计划使中国的人力资源优势不能发挥;计划的实施本身导致价格的扭曲(Lin等,1996)。除此之外,还有一个与资本、劳动结合方式有关的原因。由于资本和劳动是通过行政手段结合并组成企业,这就形成了职工在就业和福利方面对企业的制度性依赖(Walder, 1986),资本和劳动在企业层面的结合被这种依赖关系进一步固定化,造成了资源重新配置的障碍。对政府而言,用行政手段进行资本和劳动的跨企业配置是困难的,这就是为什么过去存在着生产要素的部门分割和单位分割;对企业经理人员而言,按照市场要求调整自身的资本结构和劳动力结构是困难的,这就是为什么20世纪80年代扩大国有企业自主权不能使其经营状况有根本性改观。制度变革改变了调节机制和微观组织。一方面,当个人和企业拥有独立的生产要素产权之后,市场代替计划调节资源的流动和配置;另一方面,以契约劳资关系为基础、具有按照市场需要调整资源组合能力的新兴非国有企业在同国有企业的竞争中发展壮大。这样,经济资源在不同所有制、不同产业、不同企业之间不断重新配置,从而提高了社会生产效率。本文前面列举的一系列实证发

① 虽然“产权”通常被作为“资本产权”或“财产产权”的同义词使用,这一经济学概念泛指各种经济资源的产权。“产权是个人支配自己的劳动、物品和服务的权力”(North, 1990: 33)。

现说明,制度变迁优化资源配置是改革时期中国经济增长的一个主要动力源泉。

经济增长的动力还来自制度变革的人力资本激励效应。对于这一改革效应,目前似乎还缺乏系统深入的研究。制度变革在提高资源配置效率的同时,还改变收入的分配方式,影响人力资本的激励效率。劳动力作为一种生产要素,与资本有一个重要区别:劳动力不是单纯的物或“工作机器”,而是为活生生的劳动者个人所拥有、所支配的体力和脑力。因此,劳动力要素的生产效率不仅与其配置有关,也与劳动者的积极性有关。在计划经济时期,平均主义的分配方式影响了劳动积极性,而且劳动者的人力资本水平越高,其劳动贡献和工资报酬之间的反差越大,其积极性越被挫伤。这样,人力资本的激励效率就被大大压低了。在经济转型时期,分配制度也在变化。在国有部门,虽然早就开始在改革分配制度方面进行各种尝试,但由于企业与劳动者的行政性结合以及“单位”文化,有关改革不仅没有破除平均主义,在企业和行业内部,收入分配似乎在20世纪80年代中后期更平均化了(赵人伟、基斯·格里芬,1994)。直到90年代中期,这种局面才开始改变。而在以契约劳资关系为基础、不受计划体制下形成的有关工资、福利的制度性约束的新兴非国有部门,企业家和管理者将劳动成本与企业生产力相联系,劳动者按照自身能力和市场信号与雇佣者讨价还价、追求工资最大化。收入分配的市场供求必然提高人力资本的回报。这样,人力资本的激励机制有了根本性改观,被长期压抑的人力资本生产力也就得以发挥出来,这是新兴部门的又一个经济优势。因此,分配方式的改变既是制度变革的后果,也是经济增长的一个直接原因。

以上两种分配方式可以从乡镇企业和国有企业的一些比较中观察出来。在农村政府经营的企业和农村私人企业中,人力资本因素很好地解释了工资差别,而国有企业不是这样(Peng, 1992)。在乡镇企业中,人力资本和工资报酬之间的关系与西方市场经济国家私人企业中的这种关系相似(Gregory等, 1995)。在国有部门中,是行业间的工资差别而不是人力资本因素决定了收入不平等(Meng等, 1997)。乡镇企业的发展得益于高薪聘用城市企事业单位的技术人员和管理人员(Liu等, 1998),他们的人力资本在原单位没有得到有效的利用。

这一“制度变革—人力资本回报上升—人力资本激励效率提高”因果关系链条的引入,丰富了关于中国转型经济增长的理论知识。图1勾画了一个解释改革时期经济增长的制度变迁动力的理论模型,这一模型包括了制度变革的资源配置效应和人力资本激励效应。资源配置效应是改革的直接效应,因为一旦以市场经济为基础的生产要素产权和契约劳资关系得以确立和扩张,相关经济资源就会摆脱行政束缚,在市场机制的作用下配置和重新配置,提高效率。人力资本激励效应是改革的间接效应。产权和劳资关系的变更首先改变分配方式,提升人力资本的经济回报,进而改善对人力资本的激励。资源配置效率和人力资本激励效率提高了,整个经济的生产力就提高了。

二、人力资本激励效应的城市差异假设

制度变革不是在全国各地以均等的速率推进的。早在20世纪80年代,在一些沿海地区,以契约劳资关系为基础的新兴企业在突破制度约束中超前发展,形成私营企业繁荣的“温州模式”、乡镇企业扩张的“苏南模式”和外资涌入的“珠江模式”。与沿海相比,中西部地区的改革要慢一些。

由于制度变迁的地区不均衡性,可以通过对城市经济增长差异的分析来检验前面提出的改革人力资本激励效应。在改革较快的城市,人力资本的回报应当较高,经济增长的速度也应当更快一些。由于契约劳资关系是经济转型的基本成果,这种关系在地方的扩展可以被视为地方制度变革的指标。因此,有以下研究假设:在一个城市中,契约劳资关系的作用范围越大,人力资本收入回报的平均水平越高;相应的,该城市经济增长的速度越快。从其他一些研究中,可以推导出与上述研究假设相反的命题。Xie等(1996)与Hauser等(2001)的观点是,虽然在改革期间,教育的收益率有所提高,这种提高不是由于市场经济的扩展,而是源于依然发挥主要作用的国家再分配。这意味着在城市层面上,人力

资本的基本形式——教育的收入回报水平与制度变革的进展程度无关；由于教育回报的上升是国家干预的结果，这种上升与微观生产力没有联系，因此不会产生人力资本激励、进而提高产出效率的作用。这样，就可以提出与前面的研究假设相抵触的争议性假设：在一个城市中，契约劳资关系的作用范围与人力资本收入回报的平均水平无关，人力资本收入回报水平与该城市的经济增长速度无关。

三、研究设计

（一）地区经济增长的路径分析

参照 Barro (1997) 对经济增长国际差异的研究，Chen 等 (2000) 对中国经济增长的省际差异因素做了实证研究。这一研究以中国省份为分析单位，以经济发展的基期水平、人力资本基期存量、人口出生率、国有企业产出比重、通货膨胀率、用外贸水平表征的经济开放度来解释各省之间人均 GDP 增长率的差异。根据“收敛假设”，一个国家的人均 GDP 的基期水平低，经济增长速度要快些 (Barro, 1997, 2001)，因此可以推论，一个省的经济发展的初始水平与经济增长速度负相关。较高的人力资本存量推动经济增长，因为“更多的人力资本有利于吸收更好的技术” (Barro, 1997: 14)。出生率和通胀率都会降低增长率，而经济开放度与经济增长正相关。这样，Chen 等 (2000) 把 Barro 的经济发展模型应用于中国省份的经济发展研究，而他们的研究也显示了类似的结果。此外，他们还引入了一个新变量——国有企业产出比重，但没有提出其理论意义，只是认为国有企业“代表了中国经济改革的痛苦”。因此，在其研究中，没有一个完整的制度变迁分析框架。

根据本文提出的理论模型 (见图 1)，借鉴 Chen 等 (2000) 的研究思路，可以构造出中国转型时期地方经济增长的因果路径分析图 (见图 2)。外生变量包括代表制度变革进程的劳资关系契约化程度，人力资本存量，基期经济产出水平，和其他变量；内生变量为人力资本回报率和经济增长率。劳资关系契约化程度与人力资本回报率正相关；人力资本存量与人力资本回报率负相关，因为积累量越少，人力资本越稀缺，市场回报越高。按照前面的理论模型，劳资关系契约化程度和人力资本回报率都是有利于经济增长的制度变革因素。显而易见，人力资本存量提高经济增长率，而初始产出水平降低经济增长率。

（二）数据和变量

本文数据来源于 1995 年中国居民收入调查的城市调查资料 (赵人伟等, 1999) 和 1994~1998 年国家统计局部门公开出版的城市统计资料。1995 年的收入调查是在全国 11 个省份 55 个城市进行的，由于行政区划的变更，其中 5 个城市 1996 年以后已经没有或找不到可比的统计资料，因此，本文只利用其余 50 个城市的数据资料 (见表 1)。这组城市样本是在考虑城市规模和区位分布的基础上，以非随机方式选取的。

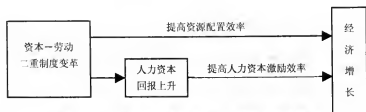


图 1 对改革时期中国经济增长的制度变革解释

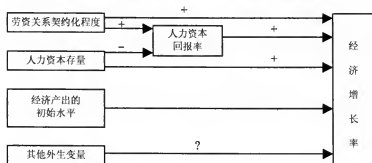


图 2 地方经济增长的路径分析

在每个样本城市,被调查的居民户是运用系统抽样方法选取的。本文在数据加工中,只保留了年龄为16~69岁,报告自己处于就业状态的个人问卷填答资料。城市统计出版物提供了这50个城市的一些总体统计数据。根据研究目的和现有数据,定义了以下6个基本城市变量。

表1 城市和个人调查个案数

地区	个案	地区	个案	地区	个案	地区	个案	地区	个案	地区	个案
北京市	857	江苏省		淮南	157	湖北省		深圳	86	昆明	190
山西省		南京	320	芜湖	162	武汉	414	惠州	91	个旧*	149
太原	289	无锡	150	蚌埠	167	襄樊	185	肇庆	88	大理*	191
大同	167	徐州	138	亳州*	89	麻城*	105	顺德*	85	东川*	171
长治	178	常州	163	河南省		天门*	100	四川省		保山*	175
阳泉	199	南通	189	郑州	132	洪湖*	77	成都	343	宣威*	83
辽宁省		宜兴*	85	开封	167	广东省		泸州	318	甘肃省	
沈阳	617	泰兴*	78	平顶山	204	广州	329	自贡	174	兰州	312
大连	315	安徽省		新乡	143	佛山	82	广元	159	平凉*	170
锦州	152	合肥	172	辉县*	86	湛江	96	云南省		武威*	169
										个案总数	9718

*表示县级市。

1. 人均GDP增长率被定义为一个城市,1994~1998年间各年名义GDP增长率的算术平均^①。人均GDP(国内生产总值)的增长是衡量经济增长的一个常见指标。在Chen等(2000)和Barro(1997)的研究中,时间跨度为10年或更长,与之相比,本文的时间跨度似乎过短。但是,由于本文的目的是从城市横截面检验制度变革效应,而20世纪90年代中国经济转型很快,5年跨度可能更为合适。

2. 劳资关系契约化程度被定义为一个城市中,在国有部门和城市集体所有制部门之外就业的劳动者占全体劳动者的百分比。城市集体部门名义上不是国有的,但早在20世纪60年代就被纳入计划管理体制。长期以来,在国有部门和城市集体部门,有关劳动者就业和福利的制度性约束排斥契约劳资关系。因此,新经济部门就业的劳动者比重标志着劳资关系契约化的程度。

3. 平均受教育年限是指一个城市劳动人口的平均受教育年数。由于在有关的总体统计数据中没有这一统计指标,这一变量是利用中国居民收入调查城市个人调查估计得到的。

4. 高等教育收益性是度量人力资本回报的一个变量,被定义为一个城市中,受过高等教育的人的收入对其他人收入的平均百分率。例如,如果这一变量的值是110,那么,受过高等教育的人的收入就要比其他人平均高10%。这一变量的数值也是利用中国居民收入调查城市个人调查估计得到的。估计过程分为两步。首先,建立收入方程:

$$\ln Y = a_0 + a_1 S + a_2 W + a_3 W^2 + \theta \quad (1)$$

其中, $\ln Y$ 代表总收入的对数, S 是表征高等教育的虚拟变量(高等教育=1), W 代表工作年限,

① 有关研究通常使用实际GDP(Barro, 1997; Chen等, 2000)。由于城市统计(主要是县级市)不完整,本文使用名义GDP。中国实行统一的货币政策,而且在1995年以后实现了经济“软着陆”。因此,在分析城市经济增长差异时,使用名义指标不应造成大的偏差。

θ 是残差项;然后对每个城市的个人样本进行回归,以得到变量 S 的回归系数 $-a_1$ ^①。然后,计算每个城市的高等教育相对收益率,公式为:高等教育相对收益率 $= e^{a_1}$ 。

5. 人均 GDP 对数表示经济发展的基期(1994 年)水平。采用对数形式是由于人均 GDP 的倾斜分布。

6. 人口自然增长率是人口出生率的替代变量^②。在其他条件不变时,一个城市的人口自然增长率较高,则人均 GDP 的增长率较低。

在定义了变量之后,预先分析表明,佛山、惠州、泰兴是特异样本^③。因此,这 3 个城市被排除,只有 47 个城市进入最后的分析。

(三)结构方程组

根据图 2 显示的路径分析和已经定义的变量,下面分别以高等教育收益率和人均 GDP 增长率为因变量,列出两个回归方程,组成用于系数估计的结构方程组:

$$R_i = a_0 + a_1 D_i + a_2 M_i + \epsilon_i \quad (2)$$

$$G_j = b_0 + b_1 D_j + b_2 R_j + b_3 M_j + b_4 P_j + b_5 N_j + \delta_j \quad (3)$$

这里, R 表示高等教育收益率; D 表示劳资关系契约化程度; M 表示平均受教育年限; G 表示人均 GDP 增长率; P 表示人均 GDP 对数; N 表示人口自然增长率; 下标 i 或 j 代表第 i 或第 j 个城市 ($i, j = 1, 2, \dots, 47$); ϵ 和 δ 分别代表回归方程(2)和(3)的残差项。

四、结果和讨论

就经济增长率和其他指标而言,样本城市之间存在着明显差异。表 2 提供了样本城市的统计概述。1994~1998 年间,人均 GDP 平均增长率的均值为 15.609%,而湖北省麻城市的增长率高达 24.661%,云南省东川市的增长率仅为 4.982%。不同城市的劳资关系契约化程度不一,从山西省阳泉市的 2.755%到深圳市的 62.127%,这标志着制度演进的不平衡性。在辽宁省锦州市、河南省辉县市和四川省广元市,高等教育收益率的值为 100,即高等教育没有获得相对收益,而广东省顺德市此项指标高达 152.806。在平均受教育年限上,北京最高,为 11.91 年,而顺德最低,为 8.69 年。1994 年人均 GDP 对数从云南省宣威市的 7.079 到深圳市的 9.798,显示城市间经济发展水平上的差异。1995 年人口自然增长率最低的市为沈阳(1.83‰),最高的市为湛江(14.25‰)。

表 2 城市层面变量描述和 Pearson 相关系数(47 个城市)

变 量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	最小值	最大值	均值	标准差
人均 GDP 增长率	1.000						4.982	24.661	15.609	4.045
劳资关系契约化程度	0.255*	1.000					2.755	62.127	15.736	10.961
高等教育收益率	0.257*	0.500***	1.000				100.000	152.806	125.523	12.887
平均受教育年限	0.121	0.323**	-0.406***	1.000			8.690	11.910	10.653	0.641
1994 年人均 GDP (对数)	-0.037	0.465***	0.287*	0.061	1.000		7.079	9.798	8.378	0.654
人口自然增长率(‰)	-0.059	0.281*	0.266*	-0.309**	-0.229	1.000	1.830	14.250	7.046	3.249

* $P < 0.10$; ** $P < 0.05$; *** $P < 0.01$ (双尾检验)。

① 在 Mincer(1974)的估计人力资本回报的收入方程中, S 是受教育年限。对受教育年限的收入回报是教育回报的常见度量。本文采用对高等教育的回报而不是对受教育年限的回报,是考虑到在中国,由于体制原因和“文革”的影响,高等教育成为最稀缺、但又是最少有效利用的人力资本。

② 笔者未能找到完整的城市人口出生率统计资料。

③ 用劳资关系契约化程度和平均受教育年限对高等教育收益率做回归,发现在 50 个样本城市中,只有这 3 个城市的标准残值超过 2。

表3列出了最小二乘数回归分析结果。数字列第一列是方程(2),即对高等教育收益率的回归系数;第二列是方程(3),即对人均GDP增长率的回归系数;第三、第四列(模型2、模型3)依然是对人均GDP增长率的回归系数,但回归方程中增加了新的控制变量。在模型2中,加入了一组标志城市等级的虚拟变量:县级市、地级市、高级市(地级以上的市,包括计划单列市、省会和首都北京)。在模型3中,又加入了用1994~1998年,固定资产投资对GDP的比率定义的城市投资率这一控制变量。

表3 对高等教育收益率和人均GDP增长率的回归系数

自变量	高等教育 收益率	人均GDP增长率		
		模型 I	模型 II	模型 III
劳资关系契约化程度(1995)	0.485*** (0.412)	0.176** (0.478)	0.179** (0.487)	0.165** (0.448)
高等教育收益率(1995)		0.117** (0.372)	0.120** (0.383)	0.116** (0.369)
平均受教育年限(1995)	-5.490** (-0.273)	2.321** (0.368)	2.947** (0.467)	2.889** (0.458)
1994年人均GDP(对数)		-2.801** (-0.454)	-2.346* (-0.380)	-2.191* (-0.355)
人口自然增长率(1995)		-0.351* (-0.282)	-0.351* (-0.282)	-0.329 (-0.264)
城市等级虚拟变量 (以高级市为对比项)				
地级市			0.614 (0.076)	0.040 (0.005)
县级市			1.845 (0.211)	1.151 (0.132)
投资率(1994~1998年)				-0.054 (-0.115)
截距	76.375****	-0.606	-12.350	-10.835
R-Square	0.317	0.296	0.313	0.320
调整的 R-Square	0.286	0.210	0.189	0.177

注:括号中的数字是标准化的回归系数。* $P < 0.10$; ** $P < 0.05$; *** $P < 0.01$;

**** $P < 0.001$ (双尾检验)。

表3的结果为城市间经济增长的速度差异提供了解释思路。首先,制度变革对城市经济增长有明显的推动作用。人均GDP增长率回归模型1显示,在其他条件不变的情况下,劳资关系契约化程度增加1个单位,人均GDP增长率就提高0.176。这就是制度变革的直接效应,即资源重新配置所增加的产出。同时,高等教育收益率增加1个单位,人均GDP增长率就上升0.117。而高等教育收益率回归模型表明,劳资关系契约化程度增加1个单位,高等教育收益率就上升0.485。这样,劳资关系契约化对GDP增长的间接效应为0.057(0.485×0.117),这是制度变革提高人力资本激励、进而增加产出的作用。劳资关系契约化对GDP增长直接效

应与间接效应之比大约为3:1($0.117 : 0.057$)。这一结果支持了本文提出的关于改革的人力资本激励效应的研究假设,拒绝了争议性假设。该结果也再次证实了制度变革的资源配置效应,而且这种效应与人力资本激励效应是同时发挥作用的。

表3也展示了影响经济增长的其他一些因素。根据模型1,平均受教育年限提高1年,GDP增长率就会增加2.321,这显示出人力资本存量对经济增长的解释力。1994年人均GDP对数的回归系数是负值,说明一个城市经济发展的基期水平降低增长率。1995年人口自然增长率与人均GDP增长率有一定的负相关性。这些结果与Chen等(2000)的研究发现类似。此外,高等教育收益率的回归模型表明,平均受教育年限与高等教育收益率负相关,这反映了人力资本供求对其回报率的影响。

从人均GDP增长率的回归模型1,还可以计算出在影响经济增长的诸因素中,劳资关系契约化的相对重要性。在这一数字列,劳资关系契约化程度的标准化回归系数为0.478,是最高的;1994年人均GDP对数的标准化回归系数绝对值为0.454;平均受教育年限的标准化回归系数为0.368。此外,还有度量劳资关系契约化间接效应的与标准化回归系数可比的乘积数0.153(0.412×0.372)。这说明,同经济增长初始条件和人力资本存量相比,代表制度变革的契约劳资关系扩展对经济增长的作用要更大一些。对人均GDP增长率的回归模型2和模型3表明,在引入更多控制变量之后,模型1中的

原变量间关系没有发生实质性变化。在模型 2 中,城市级别虚拟变量的回归系数不具有统计推论意义;在模型 3 中,城市级别虚拟变量和投资率的回归系数都没有统计推论意义。与模型 1 相比,模型 2 和模型 3 的 R-Square 值也没有增加多少。这说明城市的行政级别和投资率对城市间经济增长差异都缺乏解释力^①。

五、结论与启示

制度变革是中国改革时期经济增长的主要动力。关于制度变迁改善资源配置、从而增加产出这一效应,已有不少研究做了理论推断和实证确认。本文的观点是,制度变革不仅提高资源配置效率,也通过提升人力资本经济回报来提高其激励效率。相应的以城市为分析单位的研究表明,城市经济增长与制度变革正相关,也与人力资本回报正相关,而人力资本回报是制度变革的因变量。这样,“制度变革—人力资本回报上升—经济增长”这一研究假设得到验证。

本文关于改革的人力资本激励效应的发现目前只是一个初步的结论。围绕着这一论题,理论积累至少还需要三个层次的深入研究。一是中国经济转型的进一步理论化。笔者主要是从制度变迁的“输出”——契约劳资关系来把握其效应的,对资本、劳动二重制度变革的系统论述超出了本文内容。二是进一步作定量研究,或者重复(不一定完全)本文的研究,看是否能够得到相似地发现,或者另辟数量分析的新径。三是以人力资本回报和经济发展关系为主题的定性研究,如案例分析。

如果制度变革的人力资本激励效应得到进一步证实,我们可以深入思考中国转型经济的“特色”。Sach 等(1994)提出,在中国农村,有着经济增长的“落后的优势”;直到 20 世纪 70 年代末期,农村劳动力还被限制在生产率低下的农业。本文关注中国的另外一个“落后的优势”:在传统体制下,极度平均主义的收入分配大大压抑了人力资本的生产力^②。经济改革对社会生产的巨大推动作用,就在于把这两种一直被计划体制压抑的生产力潜能都发挥出来了。农村劳动力大规模向工业转移和人力资本激励效率的大幅度提高是中国经济增长的两个主要源泉。这也许能够更好地解释,为什么在过去的 20 多年里,中国经济的总体表现要强于其他从中央集权体制向市场经济转型国家。

参考文献:

1. 蔡昉等(2000):《中国经济增长:劳动力、人力资本与就业》,载于王小鲁、樊纲主编:《中国经济增长的可持续性》,经济科学出版社。
2. 王小鲁(2000):《中国经济增长的可持续性》,载于王小鲁、樊纲主编:《中国经济增长的可持续性》,经济科学出版社。
3. 夏小林(2000):《中国经济的持续增长与非国有经济》,载于王小鲁、樊纲主编:《中国经济增长的可持续性》,经济科学出版社。
4. 赵人伟、基斯·格里芬主编(1994):《中国居民收入分配研究》,中国社会科学出版社。
5. 赵人伟等主编(1991):《中国居民收入分配再研究》,中国财政经济出版社。
6. Barro, Robert J. (1997), *Determinants of Economic Growth: A Cross-Country Empirical Study*. Cambridge, MA: National Bureau of Economic Research.
7. Barro, Robert J. (2001), Human Capital, Growth, History, and Policy—A Session to Honor Stanley Engerman. *American Economic Review* 91: 12—17.
8. Chen, Baizhu, Yi Feng (2000), Determinants of Economic Growth in China: Private Enterprise, Education,

① 投资率高而经济增长率不高,这似乎令人费解。但是,投资效率是与制度安排密切相关的(王小鲁,2000)。在本文中,样本城市间存在不小的制度变革差距,因此在城市层面上,投资率不一定能够解释经济增长差异。

② 在改革之前,中国城市的收入分配比前苏联等中央集权国家更为平均化(Parrish, 1984)。

- and Openness. *China Economic Review* 11: 1—15.
9. Gregory, R. G. and Xin Meng (1995), Wage Determination and Occupational Attainment in Rural Industrial Sector of China. *Journal of Comparative Economics* 21:353—374.
 10. Hauser, Seth M. and Yu Xie (2001), Temporal and Regional Variation in Earnings Inequality: Urban China in Transition between 1988 to 1995. Paper presented at the RC28 Conference on Social Stratification & Mobility, Berkeley, August 7—9.
 11. Kalirajan, K. P. and Wang Xiaolu (1993), Modeling Growth Performance of China's Rural Industry, in Ma, Meng and Lin (ed.), *Chinese and East Asian Economies in the 1990's*, The Australian National University, Canberra.
 12. Leibenstein, Harvey (1966), Allocative Efficiency vs. "X—Efficiency". *American Economic Review* 56 (3): 392—425.
 13. Lin, Justin Yifu, Fang Cai and Zhou Li (1996), *The China Miracle: Development Strategy and Economic Reform*. Hong Kong: The Chinese University Press.
 14. Lin, Justin Yifu, Fang Cai and Zhou Li (1998). Competition, Policy Burdens, and State—Owned Enterprise Reform. *American Economic Review* 88 (2): 422—427.
 15. Liu, Yunhua, Soon Beng Chew, and Wenzhi Li (1998), Education, Experience and Productivity of Labor in China's Township and Village Enterprises: The Case of Jiangsu Province. *China Economic Review* 9(1): 47—58.
 16. Meng, Xin and Michael P. Kidd (1997), Labor Market Reform and the Changing Structure of Wage Determination in China's State Sector during the 1980's. *Journal of Comparative Economics* 25:403—421.
 17. Mincer, Jacob (1974), Schooling, *Experience and Earnings*. National Bureau of Economic Research.
 18. Nee, Victor (1989), A Theory of Market Transition: From Redistribution to Market in State Socialism. *American Sociological Review* 54: 663—681.
 19. Nee, Victor (1996), The Emergence of a Market Society: Changing Mechanisms of Stratification in China. *American Journal of Sociology* 37: 1—2.
 20. North, Douglass C. (1990), *Institutions, Institutional Change and Economic Performance*. Cambridge: Cambridge University Press.
 21. Parrish, William L. (1984), Destratification in China. Pp. 84—120 in J. Waston (ed.). *Class and Social Stratification in Post—Revolution China*. New York: Cambridge University Press.
 22. Peng, Yusheng (1992), Wage Determination in Rural and Urban China: a Comparison of Public and Private Industrial Sectors. *American Sociological Review* 57:198—213.
 23. Sachs, Jeffrey D., and Wing Thy Woo (1994), Structural Factors in the Economic Reforms of China, Eastern Europe, and the Former Soviet Union. *Economic Policy* 18:102—145.
 24. Walder, Andrew G. (1986), *Communist Neo—Traditionalism: Work and Authority in Chinese Industry*. Berkeley, CA: University of California Press.
 25. Xie, Yu and Emily Hannum (1996), Regional Variation in Earnings Inequality in Reform—Era Urban China. *American Journal of Sociology* 101: 950—992.

(责任编辑: 朱 犁)

中国人口总量与 GDP 总量关系模型研究

赵进文

【摘要】 文章采用经济计量学中无约束混合有限多项式分布滞后模型,依据 1952~2000 年年度 GDP、总人口、出生率与死亡率数据,构建了能反映总人口与 GDP 总量之间内在关系的、较为理想的综合模型。该综合模型预测的 2001 年中国人口总数(不含港澳台地区)与《中国统计年鉴(2002)》中公布的数据仅相差 46.3367 万人,表明该模型初步揭示了总人口与 GDP 总量之间的内在关系,对未来中国人口总量预测也有一定帮助。

【关键词】 GDP 总人口 多项式分布滞后 强影响点 出生率 死亡率

【作者】 赵进文 东北财经大学统计系,教授。

一、引言

人口总量关系与人口预测问题是人口学理论研究的核心问题。由于预测技术的不断创新与完善,使得人口预测模型日益丰富多彩,各具特色。从人口生命表到现代人口动力学模型中的分岔与混沌理论,从单区域分要素人口预测法到多区域人口动态迁移预测模型等,均反映了现代人口学理论的发展趋势,并形成内涵与外延仍在不断扩展的、富有生机和活力的独立学科分支——应用数理人口学。其显著特征是将数学、统计学、经济计量学、系统动力学及其他新兴学科发展的尖端理论与方法不断融合,在宏观模型与微观人口数据之间寻求结合点,更准确地反映人口变动的内在规律,揭示人口发展的本质。为获取精度较高的、不同类型的连续人口数据,国内外学者从多个角度进行了研究,发展了诸如生命表分析、死亡分析、婚姻分析、生育分析、迁移分析、空间人口分析等理论与技术。就中国的人口数据预测问题,南亮进、薛进军(2002)利用人口普查等资料,采用国际通行的统计口径与其创立的链接比率方法,推算了 1949~1999 年中国人口和劳动力数据;林正祥、原新(2002)视孩次为生育模式的基本变量,编制了中国新的人口生育表;王周喜等(2002)运用分岔与混沌理论讨论了人口预测模型的非线性动力学特性。

有关经济增长、经济发展与人口增长的关系问题,国内外学者进行了大量的实证研究,但所得结论大相径庭。在不同时期、不同国家,人口增长与经济增长之间表现出不同的相关关系。对此,李建民、王金营(2000)进行了较为详尽的概述,并认为现有文献中采用的传统简单相关与回归分析法不能真正揭示人口增长与经济增长(主要是用 GDP 指标)之间的复杂关系,进而在一组较为严格的约束条件下发展了针对中国的“人口—经济运行动态模型”,通过模拟方法研究了生育率下降及控制人口增长对中国经济增长和人民生活水平提高的贡献。从该文的模拟结果看,无论哪一个方案,其总人口的模拟结果与实际数据均相差甚远,表明“人口—经济运行动态模型”还不能较为理想地揭示人口增长与经济增长之间的内在传导机制。此外,王谦、郭震威(2001)从定性角度质疑了胡鞍钢(1999)使用简单回归方法研究人口增长对经济增长影响所产生的“伪回归”结果,并与众多文献一样,认为目前我们还很难计算经济增长与人口增长的数量关系。

与此同时,笔者注意到,中国人口数据与 GDP 数据存在着很强的相关性。事实上,在 1952~2000 年间二者之间的样本复相关系数达到 0.740213。因此,在理论上探讨二者之间的内在连接关系成为可能。但如何获取理想的内在关系模型,却是个艰难而复杂的数学、经济计量学建模问题。因为在总人口与 GDP 之间确实并非简单的线性回归关系,这可以从以下的回归分析结果看出。

二、中国人口与 GDP 之间的简单线性回归分析

表 1 中国总人口数关于 GDP 的简单线性回归结果

解释变量	回归系数	标准误差	t 统计量	误判概率
截距项	82210.40	2495.294	32.94619	0.0000
GDP	0.66	0.087	7.54737	0.0000

表 2 简单线性回归模型的各项评价指标

评价指标	数值	评价指标	数值
复相关系数 R^2	0.547915	相依变量均值	92144.08
修正复相关系数 R'^2	0.538296	相依变量标准差	21839.41
回归标准差	14839.61	赤池统计量	19.25007
残差平方和	1.04E+10	许瓦兹统计量	19.32729
对数似然	-539.1547	F 统计量	56.96278
DW 统计量	0.022101	误判概率	0.000000

表 1 和表 2 是利用 1952~2000 年中国人口与 GDP 统计数据获得的总人口数关于 GDP 的简单线性回归结果及各项评价指标。

从表 1 和表 2 可以看出模型拟合效果极不理想,并且存在严重的一阶序列相关,模型不能用于实际预测。这表明中国实际总人口数与实际 GDP 之间并不是简单的线性回归关系,因而不能采用简单的线性回归模型来揭示人口增长与经济增长之间的相互影响。表 3 给出了实际总人口数、实际 GDP 及相应回归模型下的观测值和预测残差值。

表 3 中国总人口关于 GDP 的简单线性回归结果

年份	实际 GDP (亿元)	实际人口 总数(万人)	人口预测 数(万人)	预测残差 (万人)	年份	实际 GDP (亿元)	实际人口 总数(万人)	人口预测 数(万人)	预测残差 (万人)
1952	679.0	57482	82655.35	-25173.4	1977	3201.9	94974	84308.63	10665.38
1953	824.0	58796	82750.38	-23954.4	1978	3624.1	96259	84585.29	11673.71
1954	859.0	60266	82773.31	-22507.3	1979	4038.2	97542	84856.66	12685.34
1955	910.0	61465	82806.73	-21341.7	1980	4517.8	98705	85170.94	13534.06
1956	1028.0	62828	82884.05	-20056.1	1981	4862.4	100072	85396.76	14675.24
1957	1068.0	64653	82910.27	-18257.3	1982	5294.7	101654	85680.05	15973.95
1958	1307.0	65994	83066.88	-17072.9	1983	5934.5	103008	86099.31	16908.69
1959	1439.0	67207	83153.38	-15946.4	1984	7171.0	104357	86909.59	17447.41
1960	1457.0	66207	83165.18	-16958.2	1985	8964.4	105851	88084.82	17766.18
1961	1220.0	65859	83009.88	-17150.9	1986	10202.2	107507	88895.95	18611.05
1962	1149.3	67295	82963.55	-15668.5	1987	11962.5	109300	90049.48	19250.52
1963	1233.3	69172	83018.59	-13846.6	1988	14928.3	111026	91992.99	19033.01
1964	1454.0	70499	83163.22	-12664.2	1989	16909.2	112704	93291.08	19412.92
1965	1716.1	72538	83334.97	-10797	1990	18547.9	114333	94364.93	19968.07
1966	1868.0	74542	83434.52	-8892.52	1991	21617.8	115823	96376.65	19446.35
1967	1773.9	76368	83372.85	-7004.85	1992	26638.1	117171	99666.48	17504.52
1968	1723.1	78534	83339.56	-4805.56	1993	34634.4	118517	104906.5	13610.51
1969	1937.9	80671	83480.32	-2809.32	1994	46759.4	119850	112852.1	6997.945
1970	2252.7	82992	83686.61	-694.609	1995	58478.1	121121	120531.4	589.625
1971	2426.4	85229	83800.44	1428.563	1996	67884.6	122389	126695.5	-4306.5
1972	2518.1	87177	83860.52	3316.477	1997	74462.6	123626	131006.1	-7380.09
1973	2720.9	89211	83993.42	5217.578	1998	78345.2	124761	133550.4	-8789.38
1974	2789.9	90859	84038.64	6820.359	1999	82067.5	125786	135989.6	-10203.6
1975	2997.3	92420	84174.55	8245.453	2000	89442.2	126743	140822.3	-14079.3
1976	2943.7	93717	84139.42	9577.578					

注:实际数据来源于《中国统计年鉴(2002)》。

三、多项式分布滞后模型简介

为揭示总人口与 GDP 之间微妙的结构依存关系,使下述讨论更清楚了,我们先给出其理论模型的一般形式。为说明简单,我们只考虑模型含有一个独立解释变量情形。在经济计量学中,称如下模型为外生变量有限分布滞后模型:

$$Y_t = \alpha + \beta_0 X_t + \beta_1 X_{t-1} + \cdots + \beta_s X_{t-s} + \epsilon_t \quad (1)$$

其中, ϵ_t 为随机扰动项,满足 Gauss-Markov 假定条件,而 s 称为分布滞后的阶数。这类模型在实际经济问题中经常会遇到。许多经济变量不仅受到解释变量当期的影响,而且受到解释变量若干滞后期的影响。例如,家庭耐用消费品的消费,不仅取决于现期的收入,还取决于过去许多时期收入的储蓄等。此外,往往还会遇到更一般的外生变量无限分布滞后模型:

$$Y_t = \alpha + \sum_{i=0}^{\infty} \beta_i X_{t-i} + \epsilon_t \quad (2)$$

另一种分布滞后模型为内生变量有限分布滞后模型:

$$Y_t = \alpha + \sum_{i=1}^s c_i Y_{t-i} + \beta X_t + u_t \quad (3)$$

若 s 取正无穷,则得到相应的内生变量无限分布滞后模型:

$$Y_t = \alpha + \sum_{i=1}^{\infty} c_i Y_{t-i} + \beta X_t + u_t \quad (4)$$

将内生变量与外生变量分布滞后一起考虑,则得到混合有限分布滞后模型及混合无限分布滞后模型:

$$Y_t = \alpha + \sum_{i=1}^s c_i Y_{t-i} + \sum_{j=0}^m \beta_j X_{t-j} + u_t \quad (5)$$

$$Y_t = \alpha + \sum_{i=1}^s c_i Y_{t-i} + \sum_{j=0}^{\infty} \beta_j X_{t-j} + u_t \quad (6)$$

$$Y_t = \alpha + \sum_{i=1}^{\infty} c_i Y_{t-i} + \sum_{j=0}^m \beta_j X_{t-j} + u_t \quad (7)$$

$$Y_t = \alpha + \sum_{i=1}^{\infty} c_i Y_{t-i} + \sum_{j=0}^{\infty} \beta_j X_{t-j} + u_t \quad (8)$$

为解决分布滞后模型下解释变量之间复共线性关系对参数估计的影响,以及滞后阶数对样本容量要求的限制等问题,阿尔蒙(Almon, S)发展了多项式分布滞后模型。例如,在公式(1)下,阿尔蒙多项式分布滞后模型中滞后变量的参数 β 具有如下多项式形式:

$$\beta_z = \alpha_0 + \alpha_1 Z + \alpha_2 z^2 + \cdots + \alpha_r Z^r \quad (9)$$

在阿尔蒙方法下,若给定 α 项和多项式次数 r ,则可获得 β_z 的估计值,从而获得较为满意的回归结果。对于上述其他形式的分布滞后模型,也可类似进行。

四、不考虑政策等因素影响下的中国人口总量与 GDP 总量关系模型

为探求中国人口总量与 GDP 总量之间的内在关系模型,我们采用上述混合有限多项式分布滞后模型进行拟合(见表 4),样本为 1952~2000 年年度数据。下面是笔者创建的中国总人口数关于 GDP 的三阶三次无约束混合多项式分布滞后关系模型,使用的模型形式为:

$$y_t = \alpha_0 + \alpha_1 x_t + \alpha_2 x_{t-1} + \alpha_3 x_{t-2} + \beta_1 y_{t-1} + \beta_2 y_{t-2} + \beta_3 y_{t-3} + \epsilon_t \quad (10)$$

其中, y_t 为第 t 年的总人口数, x_t 为第 t 年的 GDP 值,其他为相应变量的不同滞后,且 $\beta_i = \lambda_0 + \lambda_1 i + \lambda_2 i^2 + \lambda_3 i^3$, $i = 1, 2, 3$ 。

表4 三阶三次无约束混合多项式分布滞后模型下LS回归结果

模型参数	参数估计	标准误差	t 统计量	p 水平
α_0	488.2926	430.6284	1.1339	0.2638
α_1	-0.010533	0.058168	-0.181080	0.857242
α_2	0.014706	0.113635	0.129417	0.897693
α_3	-0.009152	0.062984	-0.145315	0.885211
λ_0	6.1108	752.8875	0.0081	0.9936
λ_1	-4.369	1380.294	-0.003	0.997
λ_2	-0.3871	752.8879	-0.0005	0.9996
λ_3	0.3973	125.4814	0.0032	0.9975

表5为实际总人口数、实际GDP及分布滞后模型下的总人口数预测值和预测残差。图1为分布滞后模型下预测值与预测残差的附加变量图。此外,该模型的最终二次损失为8 220 654.1749,复相关系数为0.99980,方差解释程度为99.96%。

表5 总人口关于GDP的三阶三次多项式滞后回归结果

年份	实际GDP (亿元)	实际人口 总数(万人)	人口预测 数(万人)	人口预测 残差(万人)	年份	实际GDP (亿元)	实际人口 总数(万人)	人口预测 数(万人)	人口预测 残差(万人)
1952	679.0	57482	—	—	1977	3201.9	94974	95080.2	-106.23
1953	824.0	58796	—	—	1978	3624.1	96259	96376.7	-117.68
1954	859.0	60266	60165.7	100.28	1979	4038.2	97542	97696.3	-154.28
1955	910.0	61465	61723.3	-258.32	1980	4517.8	98705	98972.2	-267.24
1956	1028.0	62828	62683.8	144.17	1981	4862.4	100072	100049.3	22.68
1957	1068.0	64653	64242.2	410.85	1982	5294.7	101654	101599.5	54.53
1958	1307.0	65994	66375.5	-381.50	1983	5934.5	103008	103293.6	-285.59
1959	1439.0	67207	67245.7	-38.69	1984	7171.0	104357	104420.4	-63.43
1960	1457.0	66207	68486.3	-2279.34	1985	8964.4	105851	105820.1	30.92
1961	1220.0	65859	65859.0	0.02	1986	10202.2	107507	107430.8	76.16
1962	1149.3	67295	66543.7	751.29	1987	11962.5	109300	109160.9	139.07
1963	1233.3	69172	69159.1	12.85	1988	14928.3	111026	111005.6	20.41
1964	1454.0	70499	70930.0	-430.99	1989	16909.2	112704	112659.8	44.22
1965	1716.1	72538	71739.9	798.13	1990	18547.9	114333	114308.7	24.31
1966	1868.0	74542	74455.4	86.64	1991	21617.8	115823	115891.9	-68.88
1967	1773.9	76368	76264.1	103.90	1992	26638.1	117171	117272.1	-101.10
1968	1723.1	78534	77969.2	564.76	1993	34634.4	118517	118514.1	2.86
1969	1937.9	80671	80439.0	232.04	1994	46759.4	119850	119842.2	7.80
1970	2252.7	82992	82477.3	514.69	1995	58478.1	121121	121152.0	-31.04
1971	2426.4	85229	84951.8	277.23	1996	67884.6	122389	122346.3	42.70
1972	2518.1	87177	87086.3	90.67	1997	74462.6	123626	123593.4	32.62
1973	2720.9	89211	88842.7	368.26	1998	78345.2	124761	124781.7	-20.73
1974	2789.9	90859	91020.9	-161.89	1999	82067.5	125786	125809.4	-23.45
1975	2997.3	92420	92360.9	59.11	2000	89442.2	126743	126722.2	20.75
1976	2943.7	93717	93960.5	-243.52					

注:实际数据来源于《中国统计年鉴(2002)》。

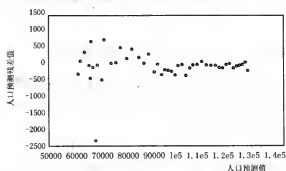


图1 分布滞后模型下预测值与预测残差的附加变量图

从表5及图1可以看出,1960年的人口数据拟合情况并不理想,其缘由何在?事实上,从中国历史发展过程看,由于1958年“大跃进”,接着进入困难时期,出现饥荒,发生大面积非正常死亡,从而导致1960年总人口出现负增长。关于此定性分析结论,将在以下部分进行实际定量验证。除此之外,模型在其他年份处拟合得较为理想。

此模型不仅对历史数据总体拟合较好,而且对2001年总人口数的实证性预测也较满意。按照《中国统计年鉴(2002)》公布的数据,2001年全国

GDP(不含港澳台地区)为 95 933.30 亿元,由此预测的 2001 年总人口数(不含港澳台地区)为 127 477.9862 万人。与《中国统计年鉴(2002)》公布的总人口数(127 627 万人)相差 149.0138 万人。

五、考虑政策等因素影响下的中国人口总量与 GDP 总量关系综合模型

在以上中国人口总量与 GDP 总量之间的关系模型,虽然基本上揭示了二者之间的内在依存规律,但该模型在 1960 年的拟合效果很不理想,该年份数据相对于该模型讲可能为异常值点。事实上,从模型影响分析与诊断理论看,1960 年数据为该模型下的强影响点,对应的 Cook 距离为 $D_{1960} = 0.199951$ 。单独剔除它后进行相应的建模分析,模型并没有实质性改进。说明该点为本性质异常点,应从模型本身的设置寻求改进措施。另外,我们知道影响人口变动的因素很多,其中,人口政策与生命周期等因素的影响尤其不可忽视。为此,将出生率与死亡率两项指标同时引入模型,以此揭示中国人口总量与 GDP 总量之间的结构依存关系。

下面是我们利用 1952~2000 年年度数据创建的含有出生率与死亡率在内的中国总人口数关于 GDP 的三阶三次无约束混合多项式分布滞后综合模型(结果见表 6),使用的模型形式为:

$$y_t = a_0 + a_1 x_t + a_2 x_{t-1} + a_3 x_{t-2} + \beta_1 y_{t-1} + \beta_2 y_{t-2} + \beta_3 y_{t-3} + \mu \eta_t + \gamma \rho_t + \varepsilon_t \quad (11)$$

其中, y_t 为第 t 年的总人口数, x_t 为第 t 年的 GDP 值, η_t 为第 t 年的人口出生率(‰), ρ_t 为第 t 年的人口死亡率(‰),其他为相应变量的不同滞后,并且 $\beta_i = \lambda_0 + \lambda_1 i + \lambda_2 i^2 + \lambda_3 i^3$, $i = 1, 2, 3$ 。

表 7 为实际总人口数、实际 GDP 及分布滞后模型下的总人口数预测值和预测残差及出生率与死亡率数据。图 2 为该模型下总人口预测值与总人口预测残差的附加变量图。此外,该模型的最终二次损失为 1 001 512.6214,复相关系数为 0.99998,方差解释程度为 99.995%。显然,这个模型与原分布滞后模型相比,有很大改进,并且,1960 年处的数据拟合不再异常。

表 6 出生率与死亡率引入后的三阶三次
无约束混合多项式分布滞后模型下的 LS 回归结果

模型参数	参数估计	标准误差	t 统计量	p 水平
a_0	732.0852	628.8656	1.1641	0.2518
a_1	-0.000150	0.021112	-0.007119	0.994358
a_2	0.008655	0.040829	0.211993	0.833276
a_3	-0.010056	0.022571	-0.445543	0.658524
λ_0	1.8734	174.5895	0.0107	0.9915
λ_1	0.3140	320.0801	0.0010	0.9992
λ_2	-1.3110	174.5891	-0.0075	0.9940
λ_3	0.32916	29.09822	0.01131	0.99104
μ	50.27539	8.17765	6.14790	0.00000
γ	-123.164	12.323	-9.994	0.000

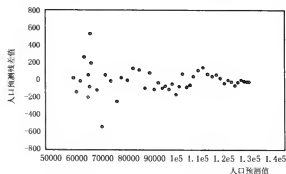


图 2 综合模型下人口预测值与
人口预测残差的附加变量图

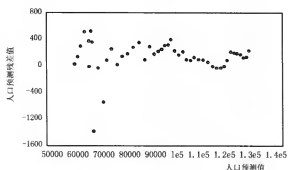


图 3 单独引入出生率后对应模型下
总人口预测值与总人口预测残差的附加变量图

表7 出生率与死亡率引入后总人口关于GDP的三阶三次多项式滞后回归结果

年份	实际GDP (亿元)	实际人口总 数(万人)	出生率 (‰)	死亡率 (‰)	总人口预测 数(万人)	总人口预测 残差(万人)
1952	679.0	57482	37	17	—	—
1953	824.0	58796	37	14	—	—
1954	859.0	60266	37.97	13.18	60240.39	25.61459
1955	910.0	61465	32.6	12.28	61595.81	-130.808
1956	1028.0	62828	31.9	11.4	62828.38	-0.3846
1957	1068.0	64653	34.03	10.8	64381.52	271.4757
1958	1307.0	65994	29.22	11.98	65930.24	63.75539
1959	1439.0	67207	24.78	14.59	66674.31	532.6912
1960	1457.0	66207	20.86	25.43	66282.16	-75.1567
1961	1220.0	65859	18.02	14.24	66049.94	-190.939
1962	1149.3	67295	37.01	10.02	67095.45	199.549
1963	1233.3	69172	43.37	10.04	69279.64	-107.639
1964	1454.0	70499	39.14	11.5	71028.31	-529.312
1965	1716.1	72538	37.88	9.5	72469.87	68.13026
1966	1868.0	74542	35.05	8.83	74543.85	-1.85099
1967	1773.9	76368	33.96	8.43	76603.57	-235.573
1968	1723.1	78534	35.59	8.21	78497.82	36.18263
1969	1937.9	80671	34.11	8.03	80666.28	4.714915
1970	2252.7	82992	33.43	7.6	82852.62	139.3793
1971	2426.4	85229	30.65	7.32	85105.54	123.4606
1972	2518.1	87177	29.77	7.61	87262.99	-85.9959
1973	2720.9	89211	27.93	7.04	89121.89	89.10865
1974	2789.9	90859	24.82	7.34	90954.85	-95.853
1975	2997.3	92420	23.01	7.32	92443.22	-23.2182
1976	2943.7	93717	19.91	7.25	93804.44	-87.4385
1977	3201.9	94974	18.93	6.87	95034.91	-60.914
1978	3624.1	96259	19.28	6.25	96356.02	-97.0225
1979	4038.2	97542	17.82	6.21	97576.41	-34.4066
1980	4517.8	98705	18.21	6.34	98865.5	-160.501
1981	4862.4	100072	20.91	6.36	100137.8	-65.8031
1982	5294.7	101654	22.28	6.6	101573.5	80.46021
1983	5934.5	103008	20.19	6.9	103078.5	-70.4866
1984	7171.0	104357	19.9	6.82	104403.7	-46.6597
1985	8964.4	105851	21.04	6.78	105797	53.96953
1986	10202.2	107507	22.43	6.86	107384.3	122.6874
1987	11962.5	109300	23.33	6.72	109143.5	156.4511
1988	14928.3	111026	22.37	6.64	110945.4	80.57973
1989	16909.2	112704	21.58	6.54	112652.4	51.62045
1990	18547.9	114333	21.06	6.67	114260.3	72.70472
1991	21617.8	115823	19.68	6.7	115796.6	26.40252
1992	26638.1	117171	18.24	6.64	117198.9	-27.8612
1993	34634.4	118517	18.09	6.64	118509.3	7.714381
1994	46759.4	119850	17.7	6.49	119858	-8.0429
1995	58478.1	121121	17.12	6.57	121172.9	-51.9435
1996	67884.6	122389	16.98	6.56	122403.2	-14.2196
1997	74462.6	123626	16.57	6.51	123613.7	12.26244
1998	78345.2	124761	15.64	6.5	124761.3	-0.25468
1999	82067.5	125786	14.64	6.46	125794.8	-8.77664
2000	89442.2	126743	14.03	6.45	126750.9	-7.85418

注:实际数据来源于《中国统计年鉴(2002)》。

为说明 1960 年所对应总人口与 GDP 数据本质性异常的主要原因来自于 1960 年的高死亡率,在原分布滞后关系模型的基础上单独引入出生率指标,进行类似分析。结果表明,不但 1960 年数据为异常值点,而且 1962 年数据也成为异常值点。这说明出生率单项指标还不能解释 1960 年数据异常的原因。图 3 为该模型下总人口预测值与总人口预测残差的附加变量图。

此外,综合模型不仅对历史数据总体拟合较好,而且对 2001 年总人口数的实证性预测也十分满意。按照《中国统计年鉴(2002)》公布的 2001 年全国 GDP(不含港澳台地区)为 95 933.30 亿元,由此模型预测的 2001 年总人口数(不含港、澳、台地区)为 127 580.6633 万人。与《中国统计年鉴(2002)》公布的总人口数仅相差 46.3367 万人。可见,此模型预测效果更理想。

六、结束语

从前面的讨论可以看出,总人口与 GDP 之间存在着高度的相关性,但并非简单的线性相关关系,它们之间较为理想的内在关系基本上可以通过无约束的三阶三次混合多项式分布滞后模型来揭示。这不仅反映出中国人口总量与 GDP 总量有直接的依存关系,同时也反映出这种依存关系还受人口政策与寿命分布的影响。

值得指出的是,虽然本文在较深层次上揭示了人口增长与经济增长的关系问题,但并不意味着经济发达后人口即可无限制地增长。相反,正如本文模型结果所揭示的那样,人口增长与经济增长的协调发展离不开人口政策的宏观指导与生活质量的改善。

参考文献:

1. 国家统计局编(2000):《中国统计年鉴(2000)》,中国统计出版社。
2. 国家统计局编(2001):《中国统计年鉴(2001)》,中国统计出版社。
3. 国家统计局编(2002):《中国统计年鉴(2002)》,中国统计出版社。
4. 南亮进、薛进军(2002):《1949~1999 年中国人口和劳动力推算》,《中国人口科学》,第 3 期。
5. 林正祥、原新(2002):《中国人口生育表的编制及诠释》,《中国人口科学》,第 3 期。
6. 王周喜、胡斌、王洪萍(2002):《人口预测模型的非线性动力学研究》,《数量经济技术经济研究》,第 8 期。
7. 李建民、王金营(2000):《中国生育率下降经济后果的计量分析》,《中国人口科学》,第 1 期。
8. 王谦、郭震威(2001):《人口增长对经济增长的影响分析——与胡鞍钢博士商榷》,《人口研究》,第 1 期。
9. 胡鞍钢(1999):《中国发展报告:社会与发展——中国社会地区差距研究》,浙江人民出版社。
10. 李建新(2001):《也论中国人口数量与结构问题——兼与翟振武教授等商榷》,《人口研究》,第 5 期。
11. [美]内森·凯菲茨(2002):《应用数理人口学》,郑真真等译,华夏出版社,2000 年。
12. Judge, G. G. Hill, R. C., Griffiths, W., Liitkepohl, H., Tsueng-Chao Lee(1991):《经济计量学理论与实践引论》,周逸江、赵文奇主译,中国统计出版社。

(责任编辑: 朱 萍)

婚姻对中国高龄老人健康长寿影响的性别差异分析

顾大男

【摘要】 文章利用中国高龄老人健康长寿纵向调查 1998 年基线数据和 2000 年跟踪数据,就婚姻对中国高龄老人健康长寿影响的性别作用差异进行了剖析。研究结果表明,婚姻状况对女性高龄老人健康的保护作用强于男性高龄老人,婚姻状况对男性高龄老人死亡风险的降低作用比女性高龄老人小,较高的婚姻满意度有利于高龄老人减缓健康状况的下降和死亡风险的下降,高龄老人近期丧失配偶对健康状况的下降有恶化作用并增加死亡风险,女性的这种作用强于男性。

【关键词】 高龄老人 婚姻状况 影响作用 性别差异

【作者】 顾大男 美国杜克大学公共政策系人口与老龄政策研究室,副教授。

现有研究已表明婚姻对健康和长寿有益。有偶者的健康状况好于无偶者,且死亡风险也低于无偶者。婚姻对健康和长寿的有益作用有两种假说。一种是选择作用假说,另一种是保护作用假说。前一种假说认为,只有那些健康的人才结婚,而不健康的人很少结婚 (Goldman, 1993)。但许多研究表明这种选择性作用只能解释不同婚姻状况之间健康差异的很小一部分 (如 Hu 等, 1990)。后一种假说认为,婚姻可以通过配偶的监督以及所增加的社会支持来影响社会、心理和物质环境,从而传递有益健康的信息和促进健康的生活方式 (Wyke 等, 1996)。或者说,婚姻为促进精神和躯体健康提供了各种有效资源 (Wu 等, 2002)。

然而,现有研究主要集中于非老年群体。虽然个别研究已表明婚姻对健康生活方式的保护作用依然存在,并且对男性老人的作用强于女性老人 (Goldman 等, 1995),但在高龄人群中,婚姻对健康长寿的有益机制研究仍凤毛麟角。在老年期特别是高龄期,社会关系网络变得越加重要,因为许多护理和照料资源均源于这个社会网络。有配偶老年人一旦丧偶,社会关系网络就会缩小,非正式支持资源就会减少,从而更多地依赖正式支持 (Barrett 等, 1999)。老年期特别是高龄期,由于死亡率高,老年人丧偶的风险较大。因此,研究婚姻对老年人健康和长寿的作用具有现实意义。

基于上述考虑,本研究主要包括以下几个方面:(1)剖析婚姻状况对中国男女高龄老人健康状况及其变化和 1998~2000 年间存活状况的影响;(2)剖析 1998~2000 年间婚姻状况变化对中国男女高龄老人 1998~2000 年间存活状况的影响;(3)剖析婚姻满意度对中国男女高龄老人健康状况及其变化和 1998~2000 年间存活状况的影响。

一、数据来源和分析方法

(一)数据来源

本文所用数据来自中国高龄老人健康与长寿纵向研究项目,包括 1998 年基线调查数据和 2000 年第二期调查中 1998 年被访且 2000 年再访的存活老人及 1998 年被访但在 2000 年调查之前死亡老

人的数据。1998年共调查了9 093名高龄老人,其中,百岁老人将近2 500人。2000年进行了第一次跟踪调查,其中,存活4 833人(53.2%),死亡3 368人(37%),失访892人(9.8%)。虽然以往研究的结果表明,中国高龄老人健康与长寿纵向调查中高龄老人年龄的准确性是可信的(徐勤,2001;曾毅等,2001)。但是,为谨慎起见,本文只对80~105岁之间的高龄老人群体进行分析。

(二) 变量的选择和量化

1. 健康变量

本文选择了以下几个维度来对健康状况进行测量:包括生活自理能力、认知功能、慢性病患状况、自评健康、心理变量(包括是否感到紧张或害怕、是否感到孤独、是否感到与年轻时一样快活;同时,将这3个变量生成1个是否患有“抑郁症”的近似变量)5个变量。本文将能独立完成吃、穿、上厕所、室内走动、洗澡、控制便秘6项视为生活自理能力完好(赋值为0);否则,视为独立生活自理能力有障碍(赋值为1)。若认知功能测试得分在24分及以上(共30分)为认知功能完好(赋值为0);否则,视为认知功能缺损(赋值为1)。若申报了问卷中提及的21种慢性病中的一种及以上,本文视为患有慢性病(赋值为1);否则,视为没有慢性病(赋值为0)。自评健康回答好或很好视为自评健康好(赋值为0);否则,视为自评健康差(赋值为1)。若既感到紧张或害怕又感到孤独同时还感到不与年轻时一样快活,则视为患有抑郁症状(赋值为1);否则,视为不患有抑郁症状(赋值为0)。

2. 婚姻状况、婚姻变化和婚姻质量

因被调查者中单身、离婚者极少,本文将婚姻状况分为现有偶和现无偶两大类。同时,考虑到1998年高龄老人中无偶者在1998~2000之间结婚的人数极少,在分析婚姻状况变化死亡的影响时,本文中的婚姻动态变化只包括2000年调查时(或死亡时)仍然有配偶和1998~2000年之间丧偶两类。婚姻满意度分为满意和其他两大类。对1998年调查时有偶者而言,婚姻满意度是指本次婚姻的满意度;对1998年被访时无偶者而言,婚姻满意度是指最后一次婚姻的满意度。

3. 控制变量

控制变量(或协变量)主要包括1998年调查时的年龄、城乡居住地类别、受教育年限、民族、主要经济来源、是否独居、子女可近程度、社会交往和支持指数、宗教活动参加状况、存活子女数、是否吸烟、是否经常喝白酒、健康饮食状况、是否经常锻炼。

(三) 分析方法

在剖析婚姻对健康状况及其变化的影响时,文本用二分Logistic回归模型。在剖析婚姻状况对存活状况的影响时,用Cox比例风险模型。为了详细揭示在不同协变量控制下婚姻对健康长寿的影响作用,本文用不同序列模型予以分析。模型1除婚姻状况变量外,包括年龄、城乡居住地、受教育程度、民族、主要生活来源等个人人口与社会经济特征变量。模型2除模型1中的变量外,还包括是否独居、子女可近程度、社会交往程度、宗教活动参加状况、现存活子女数等反映高龄老人家庭和社会交往程度的变量。模型3除模型2中的变量外,包括吸烟、饮酒、健康饮食、健身锻炼等健康行为方面的变量。在存活状况分析中,本文还用了模型4。模型4除模型3中的变量外,还包括1998年基线调查时的生活自理能力、认知功能、健康自评、有无抑郁症状、慢性病患状况等健康状况方面的变量。在存活分析模型(Cox比例风险模型)中,将自1998年被访日期之后的存活时间视为时间变量,用天表示;将是否死亡视为状态变量,死亡视为事件的发生并赋值为1,存活作为删失并赋值为0。

由于以往研究表明婚姻对男性和女性老人健康和存活的影响是不同的,为此,文本对男性和女性高龄老人分别进行分析。

二、主要结果

中国高龄老人健康与长寿纵向研究项目1998年和2000年两次横截面调查的数据均显示高龄老

人有偶者比例较低,丧偶者比例极高。随着年龄的增大,有偶比例下降较快,丧偶者比例上升极快。男性高龄老人中,80~89岁有偶者比例大约为50%,丧偶者比例为45%;90~99岁有偶者比例下降为27%,丧偶者比例上升为68%;100~105岁有偶者只有12%,丧偶者比例则为84%。女性高龄老人中,已婚者比例更低,3个年龄组的相应比例分别为14%、3%、0.5%;丧偶者比例则极高,3个年龄组的相应比例分别为84%、95%、98%。从未结婚和离婚者比例极低。婚姻对中国男女高龄老人健康长寿的主要作用模式可归纳为以下几点。

(一) 婚姻状况对女性高龄老人健康的保护作用强于男性高龄老人

研究结果显示在控制个人人口社会经济特征变量下,女性高龄老人目前有偶者生活自理能力有残障的发生比(比数)要比那些目前无偶者的发生比少1/3。而且这种保护作用在控制家庭、社会支持和交往变量及控制健康行为变量下,更加明显(结果没有列出)。表1结果显示,有偶者生活自理能力残障的发生比只有无偶者的一半略多。这就是说,即使到了高龄期,婚姻状况对生活自理能力也有明显的保护作用。同时说明婚姻状况对生活自理能力的这种有益作用一部分是通过家庭与社会支持和交往以及健康行为起作用的。婚姻状况对女性高龄老人认知功能的保护作用与其对生活自理能力作用的模式和程度类似。女性高龄老人有偶者健康自评差的发生比比无偶者低,但差异不大且统计上并不显著。婚姻状况有利于减少女性高龄老人抑郁症的发生率。有偶的女性高龄老人患有抑郁症的发生比只有无偶者的45%左右。但必须指出,由于女性高龄老人有偶者的人数较少,她们当中患有抑郁症的人数更少(14人),这种比数比可能有一定偏差。婚姻状况与女性高龄老人是否患有慢性病的关系统不明。

与女性高龄老人相比,婚姻状况对男性高龄老人健康的保护作用要相对小些。表1揭示男性高龄老人中,虽然在控制家庭、社会支持和交往变量及控制健康行为变量下,有偶者生活自理残障的发生比要比无偶者低13%,但这种作用并不明显。说明婚姻状况对生活自理能力的这种有益作用对男性高龄老人有限。婚姻状况对男性高龄老人认知功能保护作用与其对女性高龄老人一样,但其程度要相对小些。有偶高龄男性老人认知功能缺损的发生比比无偶者低25%。婚姻状况对男性高龄老人其他健康变量的作用并没有显示其有益作用,相反,还呈现出某种“不利”的作用。这是否说明到了高龄期,婚姻状况对健康自评、抑郁症或慢性病有负面影响?笔者认为并不如此。更可能的解释是婚姻状况对男性高龄老人有益作用的选择性。即一方面,有偶但那些患病男性受婚姻的保护作用在高龄期存活下来了,从而使有偶高龄男性群体中的健康状况“较差”。另一方面,那些无偶且健康状况欠佳的男性因缺乏婚姻的保护作用,其死亡率较高,使无偶高龄男性群体的健康状况相对“较好”。这两方面的作用导致有偶的男性高龄老人的健康自评、抑郁症和慢性病患病发生比要比无偶老人高。这种选择性与高龄期黑人比白人的死亡率低、生活自理能力黑人比白人好、发展中国家老年人健康预期寿命比例比发达国家高相类似。当然,对慢性病而言,也可能因许多患病高龄老人并不知道自己患病而没有申报从而导致某种偏差。这仍需要进一步研究。

本文还分析了有无配偶对1998~2000年间健康状态下降或健康改善的短期影响。结果显示,有无配偶对女性高龄老人两年期健康变化的影响较小,绝大多数比数比均不显著(见表1)。说明婚姻对健康的影响具有长期效应或累积效应,在高龄期婚姻状况对健康状况的短期效应不明显。

(二) 婚姻状况对男性高龄老人死亡风险的降低作用比女性高龄老人大

表2揭示无论对男性还是女性高龄老人群体而言,4个嵌套模型中有偶者对无偶者的死亡相对风险均小于1,说明婚姻状况对两年期的死亡风险具有减少作用。进一步分析可看出,婚姻状况对死亡风险的降低作用在性别上表现出一定的差异性。女性有偶者的死亡在控制个人人口社会经济特征变量下,女性有偶高龄老人1998~2000年两次调查间的死亡相对风险大约只有无偶者的17%。在控制家庭社会支持和交往变量以及健康行为变量下,这种死亡相对风险更低些。但在控制1998年基线

表1 1998年调查时婚姻状况对当时不同健康状态变量和1998~2000年调查期间健康动态变量影响的比数比

	男 性		女 性	
	比数比(有/无)	-2*对数似然值	比数比(有/无)	-2*对数似然值
健康状态变量				
生活自理能力残障	0.873	3440.2****	0.549****	5983.4****
认知功能缺损	0.771***	3518.8****	0.540****	5840.7****
自评健康不好	1.139	4555.9****	0.845	7027.3****
抑郁症	1.320	1323.7****	0.558*	3720.2****
患有1种及以上慢性病	1.153*	4740.1****	0.963	7166.2****
健康下降				
生活自理能力从完好到残障	0.783	1588.5****	1.038	2254.5****
认知功能从完好到缺损	0.775*	1585.5****	1.099	2013.1****
自评健康从好到不好	1.110	1710.1****	0.810	2195.4****
抑郁症从无到有	1.098	867.7****	0.784	1670.6****
从无病到有病	1.060	1353.4**	0.685*	1754.3****
健康改善				
生活自理能力从残障到完好	0.963	343.9****	1.845	918.4****
认知功能从缺损到完好	0.727	425.6****	2.239**	1225.1****
自评健康从不好到好	0.992	850.6****	0.930	1568.5****
抑郁症从有到无	0.902	22.5	0.890	241.3****
从有病到无病	0.761*	1192.1****	1.077	1776.4****

注:(1) 本表仅给出模型3的结果。(2) 目前无配偶作为参照组。(3) 模型3的自由度为19。(4) 表中数据

* $p<0.10$; ** $p<0.05$; *** $p<0.01$; **** $p<0.001$ 。

调查时的健康状况后,有偶者对无偶者的死亡相对风险有较大上升,有偶者的死亡风险只比无偶者低10%。说明对女性高龄老人而言,婚姻通过提高健康状况而间接降低死亡的作用较大。对男性高龄老人而言,婚姻的死亡相对风险在4个嵌套模型几乎完全一致,有偶者的死亡风险比无偶者低1/3。说明到了高龄期婚姻通过健康对男性死亡产生影响的间接作用较小;同时说明婚姻对

表2 1998年婚姻状况对1998~2000年两次调查期间生存影响的相对风险

模 型	男 性	女 性
模型1(有配偶/无配偶)	0.657****	0.832
模型2(有配偶/无配偶)	0.661****	0.796
模型3(有配偶/无配偶)	0.661****	0.786*
模型4(有配偶/无配偶)	0.664****	0.894
模型1(-2*对数似然值)	18943.3****	32156.3****
模型2比模型1减少的-2*对数似然值	10.8	86.9****
模型3比模型2减少的-2*对数似然值	74.5****	66.8****
模型4比模型3减少的-2*对数似然值	236.6****	240.7****

注:(1) 目前无配偶作为参照组。(2) 模型1、模型2、模型3和模型4的自由度分别为8、15、19和24。(3) 表中数据 * $p<0.10$; ** $p<0.05$; *** $p<0.01$; **** $p<0.001$ 。

男性高龄老人减少死亡风险的有益作用相对稳定且较少受到其他因素扰动的影响。为了揭示婚姻的这种作用,同时考虑到男女性之间的可比性,我们将男女性高龄老人数据合并,并将人口社会经济特征变量、家庭社会支持和交往变量、健康行为变量和1998年基线健康状况变量作为控制变量,结果用图1表示。图1表明,在为期两年的跟踪调查中,有偶者的存活概率较无偶者为高,婚姻对男性存活的保护作用大于女性。女性有偶高龄老人的存活概率大约为72%,而同期女性无偶者的存活概率只有68%;男性有偶高龄老人同期的存活概率接近65%,而男性无偶高龄老人的存活概率不到55%。

(三) 较高的婚姻满意度有利于高龄老人减缓健康状况的下降和死亡风险的下降

表3揭示婚姻满意度较高的高龄老人无论男女在大多数健康变量上所处的状况要好于婚姻满意度较低的高龄老人。对1998年调查时有偶者而言,本次婚姻满意度高的高龄老人其健康自评要明显

好于满意度低的高龄老人。但本次婚姻满意度对其他健康变量虽具一定的有益作用,但并不显著。最可能是因高龄老人群体中有偶者比例较少,婚姻满意度低的人更少导致没有足够多的样本观察值进行对比分析。对1998年调查时男女无偶者而言,最后一次婚姻的满意度高对各自的健康状态具有显著的保护作用。但表3也显示无论对1998年调查时有偶或无偶者而言,婚姻满意度对慢性病的影响存在一定的“不利”作用^①。

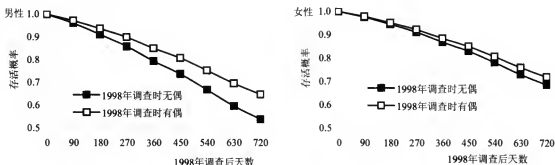


图1 按1998年婚姻状态分的两次调查之间的估计存活概率(模型4)

表3 婚姻满意度对1998年不同健康状态变量影响的比值比

	1998年调查时有偶者本次婚姻满意度				1998年调查时无偶者最后一次婚姻满意度			
	男 性		女 性		男 性		女 性	
	比值比 (高/低)	-2*对数 似然值	比值比 (高/低)	-2*对数 似然值	比值比 (高/低)	-2*对数 似然值	比值比 (高/低)	-2*对数 似然值
健康状态变量								
生活自理能力残障	0.763	1244.4****	0.500	275.9***	0.929	2094.7****	0.693****	5620.5****
认知功能缺损	0.710	1154.0****	0.639	324.5****	0.585****	2213.1****	0.622****	5409.2****
自评健康不好	0.606***	1734.5****	0.502*	422.7****	0.603****	2677.6****	0.633****	6504.0****
抑郁症	0.682	419.4****	0.639	72.2**	0.483****	838.6****	0.691****	3575.2****
患有1种及以上慢性病	1.116	1768.3****	1.181	423.5****	1.131	2837.0****	1.017	6675.0****
健康下降								
生活自理能力从完好到残障	0.870	624.8****	0.823	166.8****	0.992	918.9*	0.805*	2036.9****
认知功能从完好到缺损	1.338	639.1****	0.701	190.5****	0.732	899.7****	0.747**	1788.0****
自评健康从好到不好	0.909	726.1****	0.511	158.7****	0.931	928.9****	0.790*	1987.3****
抑郁症从无到有	—	—	—	—	0.882	507.6****	0.645***	1566.4****
从无病到有病	1.050	565.4*	0.507	105.6****	0.935	737.3	0.890	1609.2****
健康改善								
生活自理能力从残障到完好	—	—	—	—	1.315	175.3***	1.135	868.6****
认知功能从缺损到完好	—	—	—	—	0.811	262.1**	1.213	1160.6****
自评健康从不好到好	—	—	—	—	0.910	413.9	1.333**	1438.5**
抑郁症从有到无	—	—	—	—	—	—	1.440	232.3****
从有病到无病	—	—	—	—	1.538	627.4**	1.217	1628.7****

注: (1) 本表仅给出模型3的结果。(2) 低满意度的婚姻作为参照组。(3) 模型3的自由度为19, (4) “—”为样本数量较少无法计算。(5) 表中数据 * $p < 0.10$; ** $p < 0.05$; *** $p < 0.01$; **** $p < 0.001$ 。

进一步分析表明,有偶者本次婚姻的满意度对近期健康变化的影响作用并不显著,而且因较少的样本数量导致许多比值比无法计算。从无偶者最后一次婚姻的满意度看,较高满意度的婚姻可以延缓

① 这种结果可能主要因低报或死亡选择性引起。从表4的结果,以及下文相应的分析中可看出死亡选择性的因素相对大些。

高龄期健康状况的下降,且对女性的保护作用强于男性。但我们应该认识到1998年无偶者中有许多人处在无偶状态上的时间已经有多且经历了多年的死亡筛选,因此,他们最后一次婚姻满意度对死亡风险的影响也具有一定的累积效应。婚姻满意度对近期健康变化的影响需要在扩大样本观察值的基础上进一步研究。

从有偶者本次婚姻满意度对死亡的影响作用看(见表4),较高满意度的男性高龄老人的死亡相对风险比低满意度高龄老人低40%左右。说明婚姻质量对降低短期内的死亡风险有一定的裨益作用。1998年有偶女性中,本次婚姻满意度对死亡风险的降低作用在前3个模型中与男性很相似,但在控制1998年基期健康状况后,其相对风险只有20%。说明女性婚姻满意度对死亡的影响有一些是通过健康状况而间接起作用的。

与有偶者本次婚姻满意度对存活的影响模式不同,在控制基线健康变量后,1998年男性无偶高龄老人最后一次婚姻满意度对他们两年期的死亡并没有什么影响。虽然最后一次婚姻满意度较高的1998年女性无偶高龄老人的死亡相对风险比满意度较低的人低7%,但这种影响也不显著。这说明无偶者最后一次婚姻满意度对降低短期内的死亡风险并不具有显著的裨益作用。同时也说明婚姻满意度对存活的影响具有一定的现时性,而且这种现时性在男性群体中较强。但由于男性具有较高的死亡率,这种现时性持续的时间不如女性长。图2和图3显示了婚姻满意度的这种作用模式。

(四) 高龄老

人近期丧偶对健康状况的下降有恶化作用并增加死亡风险,女性的这种作用强于男性

有无配偶只能反映目前所处的状态。一些无偶者处在无偶期的时间可能已经很长。因此,有无配偶并不能真正反映婚姻状态的变化

特别是丧偶对高龄老人健康与长寿的影响。因数据中样本过少,我们并不对婚姻变化对健康变化的影响进行分析,而仅剖析1998~2000年婚姻状态变化对同期死亡的影响。

表4 婚姻满意度对1998~2000年两次调查期间生存影响的相对风险

模 型	1998年调查时有偶者 本次婚姻满意度		1998年调查时无偶者 最后一次婚姻满意度	
	男性	女性	男性	女性
模型1(高满意度/低满意度)	0.609***	0.619	0.862*	0.819****
模型2(高满意度/低满意度)	0.609***	0.638	0.882	0.849***
模型3(高满意度/低满意度)	0.636***	0.616	0.896	0.859***
模型4(高满意度/低满意度)	0.633***	0.811	1.003	0.935
模型1(-2*对数似然值)	3826.5****	560.5**	13383.5****	30936.1****
模型2比模型1减少的-2*对数似然值	6.8	2.3	6.5	74.6****
模型3比模型2减少的-2*对数似然值	23.2****	3.1	44.9****	62.3****
模型4比模型3减少的-2*对数似然值	64.7****	20.5***	180.3****	220.6****

注:(1)低满意度的婚姻作为参照组。(2)模型1、模型2、模型3和模型4的自由度分别为8、15、19和24。(3)表中数据 * $p < 0.10$; ** $p < 0.05$; *** $p < 0.01$; **** $p < 0.001$ 。

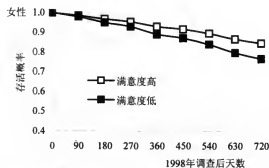
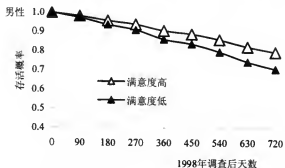


图2 按1998年调查时有偶者本次婚姻满意度分的两次调查之间的估计存活概率(模型4)

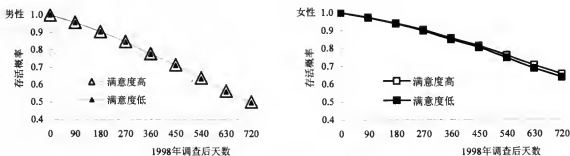


图3 按1998年调查时无偶者最后一次婚姻满意度分的两次调查之间的估计存活概率(模型4)

表5 1998~2000年婚姻状况变化对生存影响的相对风险

模 型	男 性	女 性
模型1(从有偶到无偶/仍有配偶)	1.528***	2.244***
模型2(从有偶到无偶/仍有配偶)	1.504***	2.302***
模型3(从有偶到无偶/仍有配偶)	1.474***	2.307***
模型4(从有偶到无偶/仍有配偶)	1.424***	1.960**
模型1(-2*对数似然值)	3825.0****	554.2***
模型2比模型1减少的-2*对数似然值	6.1	2.9
模型3比模型2减少的-2*对数似然值	23.5****	2.8
模型4比模型3减少的-2*对数似然值	76.6****	18.5***

注:(1) 仍有配偶作为参照组。(2) 模型1~4的自由度分别为9、16、20和25。(3) 表中数据 * $p < 0.10$; ** $p < 0.05$; *** $p < 0.01$; **** $p < 0.001$ 。

表5显示有偶状态的维持有利于降低死亡风险。1998~2000年之间丧偶男性高龄老人的死亡风险高出那些仍有配偶男性的40%以上。说明只要婚姻一旦丧失,高龄男性未来的死亡风险就可能增加。这种作用对女性高龄老人的影响更大,几乎比仍有配偶女性的死亡风险高出1倍。说明丧失配偶对女性高龄老人的负面影响远比男性大得多。图4揭示了不同婚姻状态变化对1998~2000年两年期存活概率影响的性别差异模式。

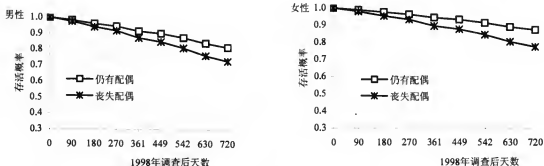


图4 1998~2000年丧偶者与有配偶者存活概率比较(模型4)

四、讨论

婚姻选择性假说认为只有那些健康的人才结婚,而不健康的人很少结婚。如果真是这样,那么,已婚人群中的健康比例将很高。但我们的数据显示男性高龄老人中有偶者与无偶者各个变量上的健康比例绝对差异只在2%~15%之间(相对差异在2%~30%),女性的这种差异在2%~33%之间(相对差异为1%~40%)。因此,我们的数据并不支持这种假说。同时,从逻辑上说,中国绝大多数有偶高龄老人的婚姻已经持续了很多年(96%的有偶老人的婚姻持续了30年或以上),即使当初结婚的人是经过挑选的健康者,那么,经历了这么多年后,这种健康效应早已微乎其微,不复存在了。因此,笔者认

为高龄期有偶者的健康状况好于无偶者、死亡风险低于无偶者主要是因婚姻的保护作用所致。也就是说,本研究支持婚姻保护性假说。

相对于低龄老人而言,活到高龄期的老人多是强者,但婚姻对他们的健康和存活仍有明显的保护作用。这种保护作用主要表现为婚姻状况对男性高龄老人存活的保护作用大于女性高龄老人,但婚姻状况对女性高龄老人健康状况的保护作用大于男性高龄老人。婚姻对高龄老人的这种性别差异模式可以这样来理解,婚姻的保护作用使一些健康较差的男性高龄老人存活下来从而导致有偶男性高龄老人群体的健康状况并不比无偶男性高龄老人的健康状况好很多;另一方面,由于婚姻对高龄女性存活的保护作用并没有男性大,一些健康状况较差的有偶女性并没有存活下来,从而使高龄有偶女性的健康状况较无偶女性好得多。当然,婚姻状况对健康状况的保护作用主要是长年累积而成的。在短期内,这种保护作用并不十分显著。但婚姻状况对存活的短期保护效应显著。本研究揭示有偶以及有偶状态的维持可以降低死亡风险,特别是降低男性的死亡风险。

本研究还揭示婚姻满意度对高龄老人的健康长寿也具保护作用。婚姻满意度对男性高龄老人死亡风险具有显著的降低作用,但这种保护作用仅限于现时婚姻,即只对目前有偶男性高龄老人而言,这种作用才显著。对无偶男性,最后一次婚姻的满意度对目前的生存并没有什么影响。说明婚姻满意度对男性高龄老人生存具有较强的现时效应。另一方面,虽然婚姻满意度对女性高龄老人生存的现时保护效应并没有男性明显,但其作用却具有一定的持续效应。婚姻满意度对两年期健康状况的下降具有一定的延迟作用,这种延迟作用对女性高龄老人更为明显。同时,婚姻满意度对健康状况的长期累积保护效应比是否有配偶本身对健康状况的保护效应来得大。

婚姻状况和满意度对女性高龄老人两年期的存活的有益作用并不显著,可能说明婚姻对女性健康长寿的有益作用在高龄期之前已经发生,到了高龄期,这种作用有所减弱。但从长远趋势看,婚姻对女性健康和长寿的有益作用也会显著的。

国外一些研究认为婚姻对健康长寿的保护作用其主要原因是:(1)婚姻可以促进健康的生活方式(Schoen等,1998;Horwitz等,1991),对男性而言这种作用更是这样(Umberson,1987)。由于妻子比丈夫把健康的价值看得更重,妻子常常鼓励和督促其丈夫保持健康的行为(Verbrugge,1985)。因此,妻子对丈夫健康行为的影响比丈夫对妻子健康行为的影响大。受传统观念的影响,中国老年人在婚姻关系中扮演的这种性别角色可能更明显些。一般而言,男性在经济上起主导作用,女性在家务劳动上起主导作用。对于健康长寿,男性由于享受女性家务劳动的成果,而女性则是家务劳动的承担者和提供者。我们的研究表明,当生病时,在控制个人人口、社会经济特征、健康行为、健康状况后,有偶男性高龄老人由配偶照料的可能性是有偶女性高龄老人的1.9倍。所以,一般来说,男性是健康服务的受益者,而女性则是健康服务的提供者。正是这种性别角色差异某种程度上造成了婚姻对健康长寿影响的性别差异。(2)配偶的情感支持以及相关的社会支持。配偶的情感支持能更好地帮助伴侣应付各种疾病,从而更快康复(Umberson,1992)。正所谓婚姻提供一种金钱买不到的保险(Allen,1994),婚姻为每个人提供了一个监护其健康及行为的伴侣(Waite,1995)。同时,配偶的丧失可以导致经济状况的恶化(Burkhauser等,1991),对女性老人来说更是这样。因此,婚姻的解体对女性高龄老人的负面影响更大些。本研究也证实了这一点。简而言之,婚姻关系对于不同性别高龄老人健康长寿的作用途径是有差异的。

五、结 语

本研究结果显示婚姻对健康和生存的保护作用在高龄期依然存在。婚姻对男性高龄老人生存的保护作用大于女性,但婚姻对女性高龄老人健康的有益作用大于男性。这些结果与国外对非高龄老人的研究结果一致。然而,本文存在某些不足。(1)本文并没有深入探讨以往的各次婚姻的质量对健康

长寿的影响,同时,也没有谈论处在有偶或无偶状态上的时间长短对健康长寿的影响。(2)由于离婚和从未结过婚的拜访高龄老人数量较少,客观上不允许将这两者与丧偶区别开来研究。这使本文的分析存在一定的局限性。(3)不排除高龄老人特别是农村高龄老人因缺乏基本的疾病常识而低报患病状况。从而可能影响分析结果。同时,因有大约10%的人在2000年调查时失访,也可能对结果产生某种影响。(4)本文并没有深入探讨婚姻通过家庭社会支持、健康行为变量来影响健康和长寿的间接作用有多大。(5)并没有就婚姻对健康长寿保护作用在时间上的变化(比如,增强或减弱)做深入探讨。(6)国外研究表明,婚姻对健康和生存的保护作用在其他年龄就应该得到反映。因此,更为全面的分析应将80岁及以上老人的结果与其他年龄上的结果进行对比研究。

参考文献:

1. 徐勤(2001):《高龄老人年龄鉴别与检验》,《市场与人口分析》,第2期。
2. 曾毅等(2001):《中国1998年健康长寿调查及高龄老人生活自理期望寿命》,《中国人口科学》,第3期。
3. Allen, S. M. (1994), Gender Differences in Spousal Caregiving and Unmet Need for Care. *Journal of Gerontology: Social Sciences*, 49(4), S187-S195.
4. Barrett, A. E., & Lynch, S. M. (1999), Caregiving Networks of Elderly Persons: Variation by Marital Status. *The Gerontologist*, 39 (6), 695-704.
5. Burkhauser, R. V., & Duncan, G. (1991), U. S. Public Policy and the Elderly: The Disproportionate Risk to the Well-being of Women. *Journal of Population Economics*, 21, 217-231.
6. Goldman, N. (1993), Marriage Selection and Mortality Patterns: Inferences and Fallacies. *Demography*, 30, 189-198.
7. Goldman N., Koernman, S., & Weinstein, R. (1995), Marital Status and Health among the Elderly. *Social Science Medicine*, 40(12), 1717-1730.
8. Horwitz, A. V., & White, H. R. (1991), Becoming Married, Depression, and Alcohol Problems among Young Adults. *Journal of Health and Social Behavior*, 32, 221-237.
9. Hu, Y., & Goldman, N. (1990), Mortality Differentials by Marital Status: An International Comparison. *Demography*, 27, 233-250.
10. Schoen, B. S., & Weinick, R. M. (1998), Health-related Behaviors and the Benefits of Marriage for the Elderly Persons. *The Gerontologist*, 38(5), 618-627.
11. Umberson, D. (1987), Family Status and Health Behaviors: Social Control as a Dimension of Social Integration. *Journal of Health and Social Behaviors*, 28, 306-319.
12. Umberson, D. (1992), Gender, Marital Status, and the Social Control of Health Behaviors. *Social Science and Medicine*, 34, 907-917.
13. Verbrugge, L. (1985), Gender and Health: An Update on Hypotheses and Evidence. *Journal of Health and Social Behavior*, 26, 156-182.
14. Waite, L. J. (1995), Does Marriage Matter? *Demography*, 32, 483-507.
15. Wu, Z., & Hart, R. (2002), The Effects of Marital and Nonmarital Union Transition on Health. *Journal of Marriage and Family*, 64, 420-432.
16. Wyke, S., & Ford, G. (1992), Competing Explanations for Associations between Marital Status and Health. *Social Science and Medicine*, 34, 523-532.

(责任编辑: 朱 犁)

家务分配及其公平性

——上海市的经验研究

徐安琪 刘汶蓉

【摘要】 文章利用第二期上海妇女社会地位调查的 1 921 个已婚男女样本资料,将个人的绝对和相对资源、生活经历、夫妻互动、性别文化规范和工作时间限制作为初始变量,将男女各自认同的自己承担家务的相对量作为中间变量,通过路径分析方法发现,家务分担的相对量与妻子的公平感认同呈最大负相关,并成为其他因素影响其公平感的中介,但与丈夫的公平感无显著相关。

【关键词】 家务分配 性别差异 公平性

【作者】 徐安琪 上海社会科学院社会学研究所,研究员;刘汶蓉 华东师范大学社会学系,硕士研究生。

一、研究回顾

男女两性家务劳动分担不均一直是家庭研究的一个重要论题。西方对家务劳动及其性别分工不均与经济、社会结构的关系研究起步较早,并已有大量的研究成果。对影响家务分配的因素尤其是对家务分配不均原因的研究主要有以下几方面。

其一,时间限制变量。丈夫或妻子的工作时间越长或工作越缺乏弹性,做家务的时间就愈少,市场价值较高的一方可能在市场工作上投入的时间较多,因此家务劳动的时间较少(Coverman, 1985; Spitze, 1988)。

其二,资源交换假说。该理论假设,丈夫和妻子的公平感来自对双方给婚姻带来资源的比较。一些研究以夫妻的教育程度、收入及职业声望的相对资源为指标,得出教育程度、收入和职业声望相对较高的一方,担负的家务责任较少的结论(Maret 等, 1984; Erickols 等, 1979)。受过良好教育、职业声望和收入较高的女性会更多地购买家庭服务(Cohen, 1998; Oropesa, 1993)。也有学者沿用交换理论,但与一般经济交换理论单纯地视可交换资源为经济支持不同的是,他们认为婚姻资源更重要的是丈夫和妻子在扮演社会赋予男女角色(男人养家、女人理家)的成功与否。所以丈夫在外挣钱多、承担家务少被社会所认可,而妻子即使挣钱多但家务做得少也不被社会认可。这样就解释了为何挣钱多的女性也要承担更多的家务,弥补了“经济交换理论”的缺陷(Zuo 等, 2001)。

其三,社会性别视角。20 世纪 90 年代,社会性别作为新的预测指标日渐被纳入家务劳动分工研究并成为流行理论,大量学者借用社会性别建构主义理论来解释家务分工的原因(Greenstein, 1996; Thompson, 1991; Zvonkovic 等, 1996)。该理论借用符号互动理论、现象学、民俗现象学和女权主义对日常生活的解释,认为劳动的性别分工受社会结构和隐性的不平等权力的影响。

其四,制度建构和社会化解释。男女在婚姻中性别角色的分化源于社会制度结构,婚姻制度强化了所谓天生的“男性气质”和“女性气质”,其他社会制度维持了男性的家庭供给者地位和女性的依附地位。随着女性对家庭经济支持力度的增大,男性对家务的贡献也越多,但男性完全不工作的家庭情

况则成不对称关系。有研究认为,比妻子挣钱少的丈夫不做家务,是夸大“男性气质”的结果(Hochschild等,1989; Brines, 1994)。个人在社会化过程中所产生的性别角色态度是决定家事分工的主要预测变量,夫妻性别角色态度越传统,丈夫的家务参与越低,而丈夫的性别角色态度越呈现非传统倾向,其家务的参与也越高(Hiller, 1984; Brody等, 1985; Rexroat等, 1987)。正因为家务劳动的性别分工根植于文化传统,男性特权被社会结构固定下来,使不平等的观念公正化(Thompson, 1991; Wilkie等, 1998)。

其五,生活经历分析。这是20世纪90年代中层理论的一个分支,它关注的是年龄、工作经历、家庭结构、生命周期、婚姻状况、子女和其他生命历程对家务劳动的影响。一些研究表明,推迟婚姻和亲职会使丈夫和妻子更平等地承担家务,因为人们等待结婚和有孩子的时间长一些的话,更易接受独立和多元的角色认同(Coltrane, 1990; Pittman等, 1996)。无子女夫妻和单身、离婚或寡妇(鳏夫)由于家务量的减少,被认为更少做家务,而退休人员的情况更为混合和复杂(South等, 1994; Szinovacz, 1992; Szinovacz等, 1994);有更多 and 更小的孩子会增加对家务劳动的需求,孩子越少、子女的年龄越大尤其是女孩越有可能帮助做家务(Waite等, 1992)。

中国学术界关于家务劳动的定量研究大多停留在对男女家务分配及其变迁的简单描述或分析阶段,其中几项大型调查研究都显示出相近的结果,从性别差异看,女性的家务劳动时间明显多于男性;从城乡差别看,农村丈夫的家务参与率明显低于城镇;从分工看,日常性家务以妻子为主,非日常性的重体力活以丈夫为主,子女教育由夫妻共同承担的更多一些(王亚林, 1993; 沙吉才, 1995; 沈崇麟等, 1995; 陶春芳等, 1995; 徐安琪, 2000)。2000年男女家务劳动时间的差距仅比1990年缩短了6分钟,85%以上的家庭做饭、洗碗、洗衣、打扫卫生等日常家务劳动主要由妻子承担。女性平均每天用于家务劳动的时间比男性多2.7小时(第二期中国妇女社会地位调查课题组, 2001)。

二、研究设计

由于国内的相关研究主要侧重于对家务分工的简单描述,缺乏精细的定量分析和对家务分工公平性及其与社会、文化结构关系的深层次探讨,因此,本研究在以性别视角考察家务分工的同时,更关注当事人对家务分工的公平性感受,以及影响两性家务分工满意度的不同机制、因素和程度。我们同时还认为,夫妻双方的年龄差、个人健康状况及其家庭责任心等夫妻互动适应变量,也可能对家务分配及其满意度产生一定影响,因此将增加相关指标作预测。我们先用回归分析方法,在排除其他因素的相关作用后,估计性别对家务贡献和分工满意度的净影响;然后将男女各自认同的自己承担家务的相对量作为中间变量,借助于路径分析的方法,预测对家务分工公平性起作用的影响机制及其多元因素。其基本框架见图1。

本研究使用的资料来自2000年12月进行的“第二期上海妇女社会地位调查课题”中1921名已婚男女样本的调查数据。该调查采用多段分层概率抽样方法,从全市18个区(县)97个街道(乡镇)196个居(村)委会的2352个样本户中,各抽取一年龄在18~64岁的男女为被访对象。1921名已婚

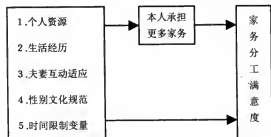


图1 家务分工满意度影响因素的路径分析框架

者中,男性占55.8%,市区被访者为63.8%;丈夫的平均年龄为44.6岁,妻子为44.2岁;夫妻平均婚龄18.2年,平均生育子女1.23个;被访男性平均受教育9.9年,女性为9.22年;丈夫的年平均收入为13556元,妻子为9138元。为了提高调查数据的代表性,课题组根据国家统计局关于上海城乡、性别比以及本调查的户内人口数等相关资料,对数据进行了加权处理。

三、研究结果

(一)家务分配及其满意度的描述性分析

1. 个人家务时间和双方相对贡献

第二期上海妇女社会地位调查结果显示,家务劳动主要由妻子承担,已婚女性每天在家务劳动上所花的平均时间是丈夫的 2.12 倍(见表 1),城市 60% 家庭的家务主要由妻子承担,丈夫为主的仅占 13%;农村家务活由女性揽下的更高达 68%,只有 10% 的家庭以男性为主。而第二期中国妇女社会地位调查数据表明,已婚女性平均每天用于家务劳动的时间达 4.36 小时,男性为 1.54 小时,因此,与全国相比,上海市已婚女性的家务投入时间明显较少,而男性的家务参与时间则高于全国平均水平。

2. 家务劳动的具体分工

从分项家务看,最费时、重复的做饭、饭后洗刷、洗衣服、清扫整理、孩子照料等琐碎家务大多由女性承担,仅非日常性的重活主要由男性包揽,在辅导子女功课方面,两性的负责率较接近(见表 2)。

表 1 城乡夫妻对谁承担更多家务的认同 %

	男自述			女自述		
	郊县	市区	小计	郊县	市区	小计
配偶承担更多	65	60	61	9	12	11
差不多	24	25	25	21	29	27
本人承担更多	12	15	14	70	59	62
本人家务总时间(小时)	1.78	1.71	1.73	3.46	3.73	3.67
N(人)	300	550	850	396	675	1071

表 2 城乡已婚者自述的以女性为主承担各项家务的比重 %

	做饭	洗碗	洗衣服	打扫卫生	日常购物	照料孩子	辅导子女功课	重活
合计	81	76	90	85	53	87	52	5
郊县	87	88	96	86	41	89	50	5
市区	77	67	85	84	63	86	54	6
χ^2 检验	61.99***	262.39***	140.70***	6.15*	206.76***	6.31*	3.53	1.49
N(人)	1884	1884	1868	1879	1897	1674	1427	1677
缺省值(人)	37	37	53	42	24	247	494	244

注:由母亲、婆婆、岳母、女儿、媳妇、家里其他女性为主承担的都计入女性,由父亲、公公、岳父、儿子、女婿、家里其他男性为主承担的都计入男性。缺省值中包括无此项家务或承担家务者性别不明。* $p \leq 0.05$, ** $p \leq 0.01$, *** $p \leq 0.001$,下同。

从城乡差异看,市区女性承担家务相对较多,主要体现在洗碗、洗衣服和做饭上;在辅导子女功课和重活上无显著差异;而郊县男性购物的比重高于女性,可能与家庭经营所需的生产资料往往体积、价值较大或需男子拿主意有关。

3. 家务分工满意度

由于大多数女性既要外出工作又要承担大部分家务,她们首肯家务分配不公平的比重明显较高,对家务分工满意度的平均打分为 3.20 分,低于男性的 3.34 分(显著性检验 $p < 0.001$,见表 3)。郊县男性对家务分工的满意度低于市区男性($F = 8.32, P < 0.004$),这或许与他们更认同传统的性别角色规范有关。

(二)家务劳动时间和分工满意度的实际性别影响

由于描述性的简单分析结果往往与隐藏着某些虚假相关,难以准确地揭示实际存在的性别及城乡差异。为了探究夫妻家务劳动时间和相对贡献的其他影响因素,我们将在排除其他

表 3 城乡男女家务分工满意度的方差分析 分

	市区	郊县	全市
男	3.35	3.28	3.34
女	3.20	3.19	3.20
合计	3.28	3.23	3.27
F 检验	36.80***	12.75***	50.37***

表4 影响个人家务时间和双方相对贡献的多元回归分析结果

	本人家务劳动时间		家务分工满意度	
	Beta	Sig.	Beta	Sig.
性别	0.284	0.000	-0.068	0.005
年收入	-0.083	0.000	0.006	0.743
教育程度差(夫-妻)	-0.007	0.553	-0.020	0.212
本人收入占夫妻收入的比重	-0.063	0.000	-0.041	0.031
地区(1为城市)	-0.005	0.678	0.030	0.090
结婚年数(以0~2年为参照)				
3~7年	-0.018	0.349	0.174	0.000
8~13年	0.077	0.002	0.167	0.000
14~19年	0.107	0.000	0.175	0.000
20~30年	0.122	0.000	0.213	0.000
31年以上	0.143	0.000	0.295	0.000
子女数	-0.011	0.503	-0.084	0.000
本人年龄大得多	0.018	0.216	-0.061	0.001
配偶家庭责任心较差	0.055	0.000	-0.092	0.000
本人健康状况较差	-0.016	0.205	-0.040	0.017
受教育年数	0.014	0.308	0.015	0.430
认同“男人以社会为主, 女人以家庭为主”	-0.049	0.000	-0.029	0.075
本人工作(包括路途)时间	-0.480	0.000	0.016	0.404
本人承担更多家务			-0.135	0.000
F	221.28***		14.05***	
R ²	0.492		0.062	

(三) 家务分工满意度的影响因素分析

考虑到夫妻家务分工满意度的影响机制及因素可能存在差异性,因此,我们将对男女分别建立路径分析模型来进行估计。路径分析结果显示:(1)过重的家务对当事人家务分工满意度的重要影响,仅在妻子模型得到验证,而男性对家务公平性的认同与其所承担的家务量无显著相关,故以相对家务贡献为中介变量的通径机制无效。(2)从个人资源看,收入的绝对资源优势与家务分担和公平性认同均无显著相关,但教育和收入的相对资源有优势者则有更大的概率较少做家务。(3)从生活经历看,居住地对男女家务分工满意度都无显著相关,仅对双方的家务贡献有微弱影响;夫妻在新婚期对家务分工最不满意,随着时间的推移,满意度上升;子女数对家务分配格局无影响,但子女越多,妻子越认同家务分工不公平。(4)从夫妻互动看,身体较好、家庭责任心较强者优先更主动地承担较多家务,但他们对家庭劳务分配不满意的概率也相对较大。(5)从性别文化规范看,受教育越少、性别角色意识较传统的男性更少承担家务,而受教育年数对女性家务分工满意度呈正相关。(6)工作时间变量对丈夫不起作用,即有薪工作时间少的女性承担更多的家务,而男性即使户外工作时间短也依然较少承担家务。

四、结论和讨论

本研究的描述性统计显示,上海市已婚男女的家务劳动总量明显低于全国平均水平,这主要与上海家庭经济收入较高,家庭劳动电器化和社会化程度较高有关。此外,上海市已婚男子家务劳动的参与率高于全国平均水平,但女性投入家务的时间仍是男性的两倍多。

变量的影响后,更客观、准确地评估两性家务劳动绝对和相对的贡献。表4的多元线性回归分析结果显示:(1)即使在排除了其他因素影响后,已婚女性的家务劳动时间仍比丈夫多约三成;(2)影响两性家务贡献的最重要的因素是户外工作时间;(3)经济收入与家务分担呈负相关。由于下述两回归模型的R²分别为49%和38%,拟合度良好,这在一定程度上表明,以往用单变量统计分析方法所描述的女性家务劳动量高于男性2~3倍的结果,往往忽视了其他因素的相互作用,尤其是忽视了男性在家务之外的社会角色和对家庭经济的贡献。

表4同时还表明,已婚女性对家务分工的满意度低于男性,但差异性并不很大,而夫妻家务分担的相对工作量是影响家务分配公平性的最为重要的因素。

表5 家务分工满意度影响因素的路径分析

自变量	丈夫模型				妻子模型			
	家务 劳动	家务分工满意度			家务 劳动	家务分工满意度		
		直接 影响	间接 影响	总影响		直接 影响	间接 影响	总影响
个人的绝对和相对资源								
年收入	-0.027	0.003	—	—	0.034	0.026	—	—
教育程度差(夫-妻)	-0.109***	-0.122***	—	-0.122	0.026	0.069**	—	0.069
本人收入占夫妻收入的比重	-0.193***	0.015	—	—	-0.133***	-0.044	0.026	0.026
生活经历								
居住地(1为城市)	-0.042	0.045	—	—	-0.063*	-0.015	0.012	0.012
结婚年数(以0~2年为参照)								
3~7年	-0.140***	0.108**	—	0.108	0.174***	0.267***	-0.034	0.233
8~13年	-0.176***	0.159**	—	0.159	0.303***	0.258***	-0.060	0.198
14~19年	-0.186***	0.179***	—	0.179	0.356***	0.286***	-0.070	0.216
20~30年	-0.201***	0.235***	—	0.235	0.269***	0.288***	-0.053	0.235
31年以上	-0.134**	0.238***	—	0.238	0.242***	0.415***	-0.048	0.367
子女数	0.007	-0.020	—	—	0.032	-0.092**	—	-0.092
夫妻互动适应								
本人年龄大得多	0.047*	0.010	—	—	-0.041	-0.108***	—	-0.108
配偶家庭责任心较差	0.145***	-0.037	—	—	0.227***	-0.114***	-0.045	-0.159
本人健康状况较差	0.083***	-0.047*	—	-0.047	-0.102**	-0.063**	0.020	-0.043
性别文化规范								
受教育年数	0.120***	0.016	—	—	-0.016	0.075**	—	0.075
认同“男人以社会为主,女人以家庭为主”	-0.068**	-0.081***	—	-0.081	0.038	0.032	—	—
时间限制变量								
本人工作(包括路途)时间长	0.015	0.008	—	—	-0.146***	0.014	0.029	0.029
相对家务贡献								
本人承担较多家务	—	-0.040	—	—	—	-0.197***	—	-0.197
F	16.76***	5.45***	—	—	18.11***	14.72***	—	—
R ²	0.124	0.047	—	—	0.129	0.115	—	—

注:表中数据第一和第五列分别是夫妻模型中自变量对中介变量“家务劳动的相对贡献”(即“本人承担更多家务”)的标准化回归系数,第三和第七列为自变量通过中介变量对家务满意度的间接影响系数,第二和第六列为自变量对家务分工满意度的直接影响系数,第四和第八列为各自变量对家务分工满意度的总影响即直接影响系数和间接影响系数之和(只对具有统计意义的通径系数加以估计)。

然而,多元线性回归模型在排除了其他因素的相互作用后的分析结果显示,已婚女性实际承担的家事量并非如描述性分析结果那么沉重,妻子在家务上所花费的时间仅比丈夫多约三成,这在一定程度上表明,以往用简单分析方法所获得的女性家务贡献高于男子2~3倍结论的偏颇性;同时,尽管已婚女性更多地对家务分工不满意,但在排除了其他因素的相互作用后,她们的不公平感相对减弱(Beta值为-0.068)。因此,我们不能把女性承担较多家务简单地归结为男性社会权力结构运作的结果,是女性家庭地位卑下的反映,也就是说,仅用社会性别理论解释家务公平性尚不充分。

路径分析的结果进一步显示,资源交换假说、生活经历分析、性别文化建构和夫妻互动适应理论都对家务分配公平性具有一定的解释力。我们尤其注意到夫妻模型所报告的不同的解释机制,其最大的差异在于,家务分担的相对量与妻子的公平感认同呈最大负相关,并成为其他因素影响其公平感的

中介,却与丈夫的公平感无显著相关。这无疑与两性为社会所期待和实际肩负的家务压力不同有关,而且,模型所报告的其他研究结果,如受教育越多、传统性别意识越淡薄的男性有更大的概率多做家务,即使工作时间较短的男性依然不多做家务,以及子女数仅对女性的家务分配公平性有负面影响等,都在不同程度上证实了社会文化规范对性别分工的潜在影响。

其次,家庭责任心较强、健康状况较好的或年龄相对较大者,往往更主动地承担较多家务,他们(主要是其中的女性)抱怨家务分配不公平的概率相对较大也情有可原。我们引入相关的夫妻互动适应变量,是考虑到大多数夫妇的相互关系良好,因此,家务分配往往也交融着感情因素和相互的协调适应,其中有不得已而为之的,也有不少则出于体谅、取悦或爱心,但丈夫缺乏家庭责任心会增加妻子不公平感的概率也为我们的研究结果所证实。

再次,具有相对资源优势、在工作上投入较多时间的一方往往较少承担家务,尽管这是家庭理性选择的结果,即市场价值较高一方以社会角色为主,另一方则更多地“主内”,但市场经济本能地排斥劳动力成本较高(生儿育女、家务负担重等)的女性(主要是中老年女性),以致她们只能把更多的时间投入家务也是客观事实。

最后,随着结婚年数的递增、有薪工作时间的减少,两性的家务时间有所递增(见表4),但就其相对的工作量而言,女性在整个家庭生命周期的家务贡献都大于男性,尤其在孩子青春期阶段更为辛劳(见表5)。但无论是丈夫或妻子模型,都显示随着婚姻的延续,他们对家务分工的满意度日渐递增,这一方面表明,新婚期的夫妻互动往往处于“磨合”阶段,尤其是子女的诞生和琐碎家务的日增,使他们难以协调适应,加上年少气盛,往往缺乏包容退让的耐心,而随着时间的推移和两性角色的不断整合,他们逐渐适应并减少了对家务分配不公的抱怨。但另一方面,新婚期夫妻双方家务分工满意度最低,未必是家庭生命周期的必然规律,因为众多研究都表明,夫妻婚姻满意度的周期变动不是线性的,而是呈U字型的曲线状态(Durall, 1971; Spanier等, 1975; Johnson等, 1986; Vaillant等, 1993),因此,本研究所显示的青年夫妇在新婚期对家务分配不均反映最为强烈的结果,也可能是社会转型期两性角色激烈冲突、整合难度加剧的折射。转型期性别角色的变迁和重新定位,对两性都是一个挑战,新婚妻子会认为自己的家庭经济贡献较大或因社会角色压力,而对丈夫共同承担家务寄予厚望,一些专事家务的主妇也会对家庭分工心存不满;丈夫则常因社会竞争激烈以及自己的成就动机,奢求妻子兼顾工作和家庭角色,甚至更期望妻子复归传统的贤妻良母角色。如分析结果显示,24岁以下已婚男子没有人完全否定“男人以社会为主,女人以家庭为主”的因袭观念(女性占39%),却有36%“非常赞同”(女性仅为9%),与其他年龄段相比明显倒退,而青年女性则对定型化的传统性别观念持否定态度。因此,尽管新婚期的男女在家务上花费的时间最短,但对家务分配公平性的评价却最低,在某种程度上也是变迁社会新旧性别文化相互冲突、男女角色分配冲突显现的必然延伸。而要达到个人自由发展和建立夫妻伙伴关系的目标,必须摒弃传统的定型化两性分工模式和意识形态,尤其不要让“男高女低”、“男外女内”和“男主女从”的夫妻互动模式固定化、制度化,而应为女性的升学、求职和择业创造更公平的条件,倡导多元化的性别角色形象和性别平等的先进文化,使两性的社会和家庭角色获得更自由的发展、夫妻伙伴关系更和谐与默契。

参考文献:

1. 第二期中国妇女地位调查课题组(2001):《第二期中国妇女地位抽样调查主要数据报告》,《妇女研究论丛》,第5期。
2. 沙吉才主编(1995):《当代中国妇女家庭地位研究》,天津人民出版社。
3. 沈崇麟等主编(1995):《当代中国城市家庭研究》,中国社会科学出版社。
4. 陶春芳等主编(1995):《中国妇女社会地位概观》,中国妇女出版社。
5. 王亚林(1991):《城镇居民家务劳动动态考察》,《社会学研究》,第3期。

6. 徐安琪(2000),《婚姻关系评价:性别差异及其原因探析》,《中国社会科学季刊》,春季卷。
7. Barnett, R. C. (1994), Home-to-work Spillover Revisited: A Study of Full-time Employed Women in Dual-earner Couples, *Journal of Marriage and the Family*, 56: 647-656.
8. Brines, J. (1994), Economic Dependency, Gender, and the Division of Labor at Home, *American Journal of Sociology*, 100 (1): 652-688.
9. Brody, C. J. and Steelman, L. C. (1985), Sibling Structure and Parental Sex-typing of Children's Household Tasks, *Journal of Marriage and the Family*, 45: 265-273.
10. Cohen, P. N. (1998), Replacing Housework in the Service Economy: Gender, Class, and Race-ethnicity in Service Spending, *Gender & Society*, 12: 219-231.
11. Coltrane, S. (1990), Birth Timing and the Division of Labor in Dual-earner Families: Exploratory Findings and Suggestions for Future Research, *Journal of Family Issues*, 11: 157-181.
12. Coltrane, S. (2000), Research on Household Labor: Modeling and Measuring the Social Embeddedness of Routine Family Work, *Journal of Marriage and the Family*, 62 (4): 1208-1233.
13. Durall, E. M. (1971), *Family Development* (4th ed.), Philadelphia: J. B. Lippincott.
14. Greenstein, T. N. (1996), Husbands' Participation in Domestic Labor: Interactive Effects of Wives' and Husbands' Gender Ideology, *Journal of Marriage and the Family*, 58 (3): 585-595.
15. Hiller, D. (1984), Power Dependence and Division of Family Work, *Sex Roles*, 10: 1003-1019.
16. Johnson, D. R., et al. (1986), Dimension of Marital Quality, *Journal of Family Issues*, 7(1): 31-49.
17. Maret, E. and Finlay, B. (1984), The Distribution of Household Labor Among Women in Dual-earner Families, *Journal of Marriage and Family*, 46: 357-364.
18. Oropesa, R. S. (1993), Using the Service Economy to Relieve the double Burden: Female Labor Force Participation and Service Purchases, *Journal of Family Issues*, 14: 438-473.
19. Pittman, J. E., Solheim, C. A. and Blanchard, D. (1996), Stress as a Driver of The Allocation of Housework, *Journal of Marriage and the Family*, 58: 456-468.
20. South, S. J. and Spitze, G. (1994), Housework in Marital and Nonmarital Households, *American Sociological Review*, 59: 327-347.
21. Spanier, G. B., et al. (1975), Marital Adjustment over the Family Life Cycle: the Issue of Curvilinearity, *Journal of Marriage and the Family*, 41: 263-275.
22. Szinovacz, M. (1992), Is Housework Good for Retirees? *Family Relations*, 41: 230-238.
23. Szinovacz, M. and Harpster, P. (1994), Couples' Employment/Retirement Status and the Division of Household Tasks, *Journals of Gerontology*, 49: S125-S137.
24. Thompson, L. (1991), Family Work: Women's Sense of Fairness, *Journal of Family Issues*, 12: 181-195.
25. Vaillant, C. O. and G. E. Vaillant (1993), Is the U-curve of Marital Satisfaction an Illusion? A 40 Year Study of Marriage, *Journal of Marriage and the Family*, 55: 230-239.
26. Waite, L. and Goldscheider, E. K. (1992), Work in the Home: The Productive Context of Family Relationships, South, S. J. and Tolnay, S. E. (Eds.), *The changing American Family*, pp. 267-299, Boulder, CO: Westview.
27. Zuo, J. P. and Bian, Y. J. (2001), Gendered Resources, Division of Housework and Perceived Fairness-A Case in Urban China, *Journal of Marriage and the Family*, 63(4): 1122-1133.
28. Zvonkovic, A. M., Greaves, K. M., Schmiede, C. J. and Hall, L. D. (1996), The Marital Construction of Gender through Work and Family Decisions: A Qualitative Analysis, *Journal of Marriage and the Family*, 58(1): 91-100.

传统社会人口周期模型

——以古代中国为案例

Sergey Nefedov

【摘要】 为了描述前工业社会经济和人口的基本进程,作者建立了一个组合模型,并用1世纪和2世纪古代中国的数据资料进行验证与分析。

【关键词】 人口规模 耕地面积 粮食数量

【作者】 Sergey Nefedov 俄罗斯科学院历史和考古研究所乌拉尔分部。

在资源数量有限和生产技术不变的条件下,人口的增长可以用一个 Logistic 等式来表达(Pearl R., 1925):

$$\frac{dN}{dt} = r(1 - \frac{N}{C})N$$

式中, $N(t)$ 为人口; C 为生态龛的承载力; 而 r 为人口的自然增长率(见图1)。根据这个公式,人口在开始时增长很快,但随后增长速度开始减缓并呈渐近线形式趋近于 C 。当生态龛的承载力达到极限时,人们消费最少量的粮食以维持其数量。但这个表达式忽视了当人口数量超出生态龛的时候就会造成粗死亡率大幅度上升,并会引起马尔萨斯所说的“人口灾难”。在这个灾难过去之后,新一轮的人口周期就会开始。

最近,一些经济和人口历史学家,如 F. Braudel(1979), R. Cameron(1989), M. Artzrouni 和 J. Komlos(1985、1990)都使用一些模型来解释中世纪欧洲和现代欧洲的早期人口增长情况(Cambridge, 1967)。J. Golstone(1991)将这些模型称之为生态周期模型。

本文旨在建立一个组合模型,用以描述前工业社会经济和人口的基本进程^①。验证这个模型的数据来自于1世纪和2世纪的古代中国,因为中国这一时期的人口和耕地面积资料保存较为完整。这些数据使我们能够将模拟得到的结果与实际数值加以比较(Lee, 1921; Chao, 1986; Krukov 等, 1983; Malijvin, 1983)。

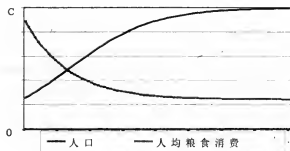


图1 人口 Logistic 曲线和人均粮食消费曲线

我们将农业产出用生产的函数表示为:

$$Q(t) = F[P(t)]A \quad (1)$$

在这里, $P(t)$ 表示在 t 时期的农村人口, $A(t)$ 表示耕地面积, $F(P)$ 是某函数, Q 是以公斤为单位的粮食产量。因此, $F(P) = Q/A = k_1 p_1$, 其中, p_1 表示每公顷的粮食生产率, k_1 表示多重粮食指数(播种面积除以耕地面积)。农业技术在这个传统社会中是不变的, 因此, p_1 和 k_1 不是人口 P 的因变量^②。

① 更详细的计算过程请参见: <http://hist1.narod.ru/Science/Cek1/Index.htm>。

② 其他历史时期的情况并非如此, 比如宋朝的情况就不同。

由此,我们得到生产函数公式 $Q = k_i p_i A_i$ 。我们有必要认为 A 是 P 的因变量。这个关系可以从中国的数据资料中推导出来(见表 1)。

耕地面积作为人口规模的函数,其曲线如图 2 所示。很显然,古代中国耕地面积 A 的增加与当时的人口规模 P 成正比,但当 A 达到极值 A_m 时,情况就会出现变化。这个关系可以用以下函数方程来表达:

$$A(P) = kP, \quad kP < A_m \quad (2)$$

$$A(P) = A_m, \quad kP > A_m \quad (3)$$

A_m 的值在当时大约等于 3 400 万公顷。

中国古代社会由自耕农、佃农和地主所组成。设 $Y(t)$ 为自耕农的数量, A_F 为属于自耕农的土地, A_T 为属于佃农的土地。我们用公式 (2) - (3) 计算出属于自耕农的土地面积 A_F (但佃农的土地是从 A_m 中减去的)。土地 A_T 是佃农租用的。自耕农土地最大面积是 $A_m - A_T$ 。所以:

$$A_F(Y) = kY, \quad kY < A_m - A_T \quad (4)$$

$$A_F(Y) = A_m - A_T, \quad kY > A_m - A_T \quad (5)$$

令 q 为每公顷耕地所需的种子量, M 为所需的种子总量。那么, $M = kqA_F$ 。令 p_0 为人均粮食消费的最低限量;根据中国当时的情况,这个最低限量 p_0 大约为每人每年 215 ~ 230 公斤粮食。

$P_0 = p_0 Y(t)$ 的值是最低总消费量,而 $W = M + P_0$ 则是包括最低粮食消费总量和种子总量在内的所需粮食数量。设 $X(t)$ 为收成后的粮食数量(当年作物收成加库存粮食)。当 $X(t) > W$ 时,自耕农手中拥有余粮。设人均拥有粮食数量为 u , 则 $u = [X(t) - M]/Y(t)$ 。这部分粮食不会在当年被全部消费掉。我们假设余粮的一半被储存起来,以备将来之需。

令 p_m 代表粮食消费上限,则人均粮食消费量 p_c 为:

$$p_c = (u + p_0)/2, \quad u > p_0 \text{ 且 } (u + p_0)/2 < p_m \quad (6)$$

$$p_c = p_m, \quad (u + p_0)/2 > p_m \quad (7)$$

粮食消费总量 $P_1 = p_c Y(t)$, 且粮食总产量中用于消费和种子的部分为: $W_1 = M + P_1$, 所以在下一个收获季节到来时,存粮的数量为 $Z_p = X(t) - W_1$ 。再令 l_0 为每次播种所获得的收成。考虑到生产率不是一个常数,所以我们将一个随机变量 dl_0 加入 l_0 , 从而得到实际的粮食生产率 $l = l_0 + dl_0$ 。生产函数是 $Q = k_i p_i A_F = k_i q l A_F = lM$, 所以,来年的作物收成成为 lM 。我们有必要从这个粮食产量里减去税额。税额相当于 $1/30$ 的收成和一定数量的钱税。根据市场的价格将钱税折合成粮食数量,就可以用粮食数量 H 来表示税额总量。

收获后的粮食数量(包括存粮)为: $X(t+1) = lM - H + X(t) - W_1$ 。

在 R. Pearl 的经典模型里,人口规模 $Y(t+1)$ 为:

$$Y(t+1) = \frac{rY(t)}{1 + (r-1)\frac{Y(t)}{C}} \quad (8)$$

这里 r 是在好年景时人口的自然增长率, C 是一个生态龛的承载力或所有食物资源可以维持的最大人口规模。在我们的案例中, $C = P_1/p_0$ 。我们要采用一个新的模型并且用 $\left(\frac{Y(t)}{C}\right)^n$ 替换 $\frac{Y(t)}{C}$, 这

表 1 中国的人口和耕地面积

公元纪年	人口规模 (百万)	耕地面积 (百万公顷)
57	21	16.4
88	43.4	33.4
105	53.3	34.1

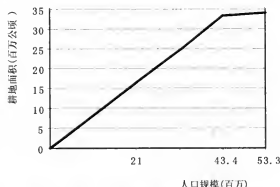


图 2 中国古代耕地面积与人口规模的关系

里的参数 n 是 J. Maynard Smith 和 M. Slatkin (1973) 提出的代偿指数。之所以引入这个指数是因为饥荒在人类社会里不仅直接导致高死亡率,而且会引起叛乱和战争,从而进一步增加死亡率。

让我们来考虑一下当 $X(t) < W$ 时农民缺粮的情况。在缺粮的情况下,自耕农即使消费最少量的粮食 p_0 ,也无法省下足够的粮食用于春播。因此,他们会卖掉一部分土地以换取所需要的种子。在某些情况下,地主的存粮也有限,不能买下自耕农要卖的全部土地,所以农民就会减少其消费资金 P_1 ,那么, $M + P_1 = X(t)$ 。在这种情况下, $u < p_0$,且人均消费量 $p(u) = P_1 / Y(t)$ 。当饥荒发生时, $P_1 < p_0 Y(t)$,并且公式(4)中的 $Y(t)/C = Y(t)/(P_1/p_0) = P_0 Y(t)/P_1 > 1$ 。人口规模因此减少。

如果饥荒的威胁会使人口大量减少,各级政府就会向灾民发粮赈灾,将粮食消费水平提高到 p_{a0} ($p_{a0} < p_0$)。出卖土地导致自耕农的耕地减少,并使土地资产逐渐集中。地主把土地租给那些将一半收成交租的佃农,因此,每个佃农所需的耕地是自耕农的2倍,大约人均1.5公顷。如果自耕农当年卖掉了耕地 D_s ,这些耕地就可能被 $N_s = D_s/1.5$ 个佃农所耕种,而自耕农的数目就会减少 N_s 。

下面来考察佃农数量的变化情况。设 A_T 为佃农的土地, $Y_s(t)$ 为某一年 t 的佃农数量,而 $X_s(t)$ 为佃农除去各种税和播种资金后所存余粮。佃农的种子粮数量为 $M_s = k_s q A_T$,并且最低粮食消费总量为 $P_{s0} = p_0 Y_s(t)$ 。当 $X_s(t) > P_{s0}$ 时,佃农拥有余粮,其人均粮食消费量 p_{ws} 的计算方法与自耕农相同。

佃农的粮食总消费为 $P_s = p_{ws} Y_s(t)$,到下一个收获季节之前佃农的存粮量为 $X_s(t) - P_s$,其来年的粮食收成成为 $l M_s$,各种税 H_s 的计算方法与自耕农相同。在减去税和种粮之后,佃农仅能得到粮食收成的一半,因此,佃农的存粮应为 $X_s(t+1) = [(l-1)M_s - H_s]/2 + X_s(t) - P_s$ 。

通过公式 $C = P_s/p_0$ 可以得到佃农数量的最大值,而佃农实际数量的确定恰好与确定自耕农数量的方法类似。每年佃农的新增数量为 N_s (每年自耕农沦为新佃农的数量)。这些新佃农每人租到1.5公顷的耕地进行耕种,并且每年都按固定模式消费。他们必须在将来偿还欠粮。在荒年时,地主借给佃农粮食,使其粮食消费水平达到最低限 p_{r1} 。农户在丰年时归还欠债。

地主将自己的部分收入用于购买工艺制品和雇用人。设手工匠的数量为 $Y_r(t)$,存粮为 $X_r(t)$,那么,手工匠的最低粮食总消费量为 $P_{r0} = p_0 Y_r(t)$ 。当 $X_r(t) > P_{r0}$ 时,手工匠们有余粮,人均粮食消费水平 p_{wr} 的计算方法与自耕农相同。粮食消费是 $P_r = p_{wr} Y_r(t)$,到来年收割时,手工匠的存粮量为 $X_r(t) - P_r$ 。税额 H_r 同前面一样都转换成相应的粮食数量。如果地主将收入的 k_r 用于购买工艺制品,那么,来年手工匠的存粮量将是 $X_r(t+1) = k_r(l M_r - H_r)/2 - H_r + X_r(t) - P_r$ 。手工匠的最大数量由 $C = P_r/p_0$ 决定,而手工匠的实际数量与计算自耕农数量的方法相同。在荒年,手工匠向地主借粮以保证自己的粮食消费,并使其至少达到一个最低限 p_{r1} 。在丰年,手工匠会将欠债连本带利一并归还。

那些丧失了土地的农民有一部分专门从事手工制作,有一些离开农村迁往城市,其他的则在农闲时从事手工制作。把农民和手工匠区分开来是有益于计算分析的。假定4个全年收入的1/4来自于手工生产的农民,其产出相当于3个农民和一个手工匠的产出。手工匠卖掉手工制品去购买粮食。农民生活在一个自然生存经济的环境中,手工匠将商品卖给土地所有者。手工匠的新作坊数目和佣人的数目受上一年地主从佃农那里收到的租子数量的限制。令 D_s 为新佃农租用的耕地数, H_{as} 为佃农所交税额,则地主从佃农处所得地租收入为: $G = [k_s q(l-1) D_s - H_{as}]/2$ 。

这些收入的一部分 k_{r1} 付给了手工匠,那么,新手工匠和佣人的数量就可以是 $k_r G/p_0$ 。地主收入的另一部分 k_{r2} 以存粮的形式储存了起来,而收入的第三部分 k_{r3} 则用于粮食消费^①。令 $k_{r1} = 50\%$, $k_{r2} = 25\%$,并设地主的人均消费水平比手工匠高5倍。那么,地主的数量应是手工匠数量的1/10。地主的最大数量极限是将近50万人。

① 地主数量的变化演算不在本研究范围内。

国家也储存粮食。根据有关历史文献的记载,国家将通过土地税收缴的粮食的一半积存在国家粮库里。据推测,剩下的部分大约有250万吨。当时中国的官员大约有15万人,这些官员的最低年收入为100石(大约为3吨)粮食,这些官员的薪水大概可以购买约100万吨粮食。剩余的粮食用于维持军队和接济流民等。我们推测国家税收的一部分(k_4)是用于购买手工制品的。手工匠的收入也因此而有所增加。

这里使用的各类参数值来源于有关历史文献。但是,数学模型中通常还包含一些主观规定的参数量,这些参数量是通过数字实验挑选出来的。在我们的模型里,代偿参数 n 是一个最重要的参数,因为它描述了当粮食消费水平 $p(u)$ 降到危险水平 p_0 以下后,人口死亡率的变化情况。在传统模型中($n=1$),当粮食歉收到只有 p_0 的一半时,仅导致人口减少3%。在一场大的粮食危机下,人口仅减少3%,显然是不合情理的。当 $n=2$ 和 $n=3$ 时的计算结果仍然不符合实际情况,所以,我们应该考虑当 $n=4,5,6$ 时的情况。

上述模型的模拟结果如图3所示(取 $n=6$)。生产率出现的不规则波动造成了曲线的各种变化。然而,在100年之前,生产率的波动并没有对人口规模产生影响。计算结果表明,那一时期的农民已经有了长期的存粮,一次歉收不会导致饥荒的出现。因此,当时的人口增长曲线既平滑又稳定。通过计算机模拟出来的人口数量与根据历史文献计算出来的人口水平相差无几^①。

总的趋向也是相互关联的。农民们集中在57~85年期间开垦了大量荒地,并储藏了大量的粮食(见图3)。这段时期的粮食消费量很大,人口增长迅速。由于无主的荒地资源逐渐枯竭,85年以后,中国境内的垦殖速度慢了下来,但人口仍然在持续增长。因此,人均粮食消费开始超过当年的粮食收成,粮食库存开始减少。

102年前后,农民库存的粮食几乎殆尽,饥荒开始发生(Malijvin, 1983: 80)。农民开始卖地以换取粮食,这使许多农民免于饿死,但人口规模还是有所减少。历史记载当时发生了第一次大规模的农民起义。这次危机具有十分重要的意义,因为从此以后经济的稳定性受到了干扰。农民从此没有了存粮,一旦歉收就可能引起饥荒和人口灾难(见图4)。国家无论如何都会尽力维持稳定,在饥荒发生时,官员们开仓放粮,这种做法使国家在其后的一段时期内免遭人口灾难。根据史料记载,157年以后国家的粮仓也空了,放粮赈灾的做法也因此而停止了(Malijvin, 1983: 77)。这时,人口灾难就无法避免了。当时爆发了黄巾军起义,之后是长期的血腥战乱。

发生人口灾难的主要原因是在缺乏未开垦荒地和缺乏粮食库存情况下的经济不稳定。这种不稳定性由于农民可以自由地将土地出卖给地主而得到增强。在102~160年间,许多贫苦的农民生活在连续不断的饥荒条件下,并将大部分土地卖给了地主。没有了土地的农民成为佃农、手工匠和佣人。自耕农的数量不断减少,他们的

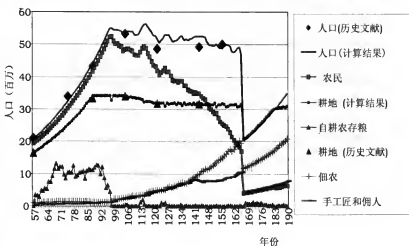


图3 东汉时期的经济变动情况(之一)

① 人口和耕地数据来源于: Lee Mabel Ping-hua (1921), *The Economic History of China*. N. Y., P. 436; Krukov M. V., et al. (1983), *Ancient China during the Epoch of the Centralized Empires*. Moscow, P. 41.

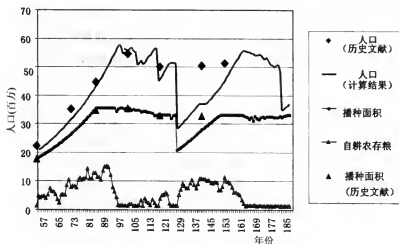


图4 东汉时期的经济变动情况(之二)

注:这是假设缺乏政府的粮食支持而得到的不同于图3的计算结果,如此短暂的人口周期曾在隋朝出现过。

参考文献:

1. Braudel F. (1979), *Civilisation Matérielle, économie et Capitalisme*, XVe—XVIIIe Siècle. P., Vol. 1.
2. Cameron R. A. (1989), *Concise Economic History of World*. N. Y. Oxford.
3. Chao K. (1986), *Man and Land in Chinese History. An Economic Analysis*. Stanford.
4. Golstone J. A. (1991), *Revolution and Rebellion in the East Modern World*. Berkeley.
5. I. Hodder (1978), *Simulation in Population Studies*, in: I. Hodder(ed.), *Simulation Studies in Archeology*, pp. 59—62, (Cambridge: Cambridge University Press).
6. J. Komlos, M. Artzrouni (1985), *Population Growth through History and the Escape from Malthusian Trap: A Homeostatic Simulation Model*, *Genus*, 41, No. 3—4, pp. 21—39.
7. J. Komlos, M. Artzrouni (1990), *Mathematical Investigations of the Escape from the Malthusian Trap*, *Mathematical Population Studies* 2, 269—287.
8. Krukov M. V., Perelomov L. S., Sofronov M. V., Cheboksarov M. V. (1983), *Ancient Chinese in Epoch of the Centralized Empires*. Moscow.
9. Lee Mabel Ping—hua. (1921), *The Economic History of China*. N. Y.
10. Malijvin V. V. (1983), *Destruction of the Ancient Empire*. Moscow.
11. Maynard Smith J., Slatkin M. (1973), *The Stability of the Predator—prey Systems*, *Ecology*, Vol. 54, p. 384—391.
12. Pearl R. (1925), *The Biology of Population Growth*. N. Y.
13. *The Cambridge Economic History of Europe*. Vol. IV. Cambridge, 1967.

(翻译: 孙征)

(责任编辑: 朱萍)

① 计算显示,如果农民没有权利出卖土地,那么,他们所拥有的土地面积就会更稳定,这大概就是东方的君主政体往往禁止农民出卖土地的原因。

工作流动：理论综述与评价

张 珂 杨伟国

【摘 要】 文章研究的是劳动经济学领域内的工作流动问题。全文主要采用文献综述的方法，意在以西方学者在本领域内的研究成果为基础，对有关工作流动现象的理论分析和实证研究进行全面介绍，并就其理论意义和缺陷给予评价。

【关键词】 工作流动 工作创造 工作消亡 工作再配置 超额再配置

【作 者】 张 珂 中国人民大学劳动人事学院，研究生；杨伟国 中国社会科学院欧洲研究所，副研究员。

随着经济体制改革的不断深入、企业经营模式的大规模转型以及科学技术的飞速发展，中国劳动力市场发生了剧烈的变革，大批的传统工作岗位逐渐衰落甚至消失，新生的工作岗位不断涌现出来。无疑，这种变革给整个劳动力市场带来的冲击是巨大的；具体到劳动力身上，当企业创建或破产、企业规模扩大或缩小、旧的技术被淘汰而新的技术出现时，员工们总会受到或大或小的影响。一些员工在自己的工作岗位上获得了更好的发展机会，另一些员工被迫接受培训以更新技能，还有一些员工不得不更换工作岗位，有的索性退出劳动力市场。

事实上，在对劳动力市场进行研究时，我们无法否认的一点是：劳动力在很多情况下只能是流动的被动承受者，会因为行业、企业和工作岗位自身的变化而受到牵连；同时，与单纯的劳动力流动相比，工作岗位的变动已经成为劳动力市场上最主要的波动形式之一，并对人们的经济和生活产生越来越重要的影响。在一定程度上可以认为，这种变动（我们称之为工作流动）实际上是劳动力之所以发生流动的一个重要原因，它的任何一点波动都会在劳动者身上几倍、几十倍的放大。因此，对工作流动现象进行研究会帮助我们从根本上更为透彻地认识劳动力市场，并使得对它的全方位把握成为可能。

尽管劳动经济学者在很早就已经开始关注劳动力市场的工作流动问题（伊兰伯格和史密斯，1999：309），但把它上升到一个新的研究领域的高度只是最近十多年的事情。目前，在工作流动理论体系的构建方面，西方学者已经取得了初步进展。他们把工作流动定义为由于种种原因所导致的工作岗位的产生和消亡现象，研究了各种因素对其产生的影响，以及它对整个劳动力市场起到的作用。一般来说，这些研究大多是从经济理论、劳动经济、产业经济相结合的角度来认识问题，构建了严谨而规范的理论模型，并积累了丰富的事实和数据。目前，这方面的研究已经自成体系，对整个学科产生了重要的影响。然而，在中国尚属空白。

一、工作流动的概念和测量

当前，工作流动研究领域的概念都建立在这样的假设之上：特定行业里工作岗位的变化可以用雇用量的变化反映出来。这些概念包括：工作流动、工作创造、工作消亡、工作再配置、超额再配置等，正是它们构成了整个工作流动理论的基础。在这些概念里面，工作流动是最宏观的概念，它指的是由

于种种原因导致的工作岗位的产生和消亡现象。具体到其他概念,工作创造和工作消亡是在表层从量的方面衡量工作流动的大小和方向,二者描述的是两种方向相逆的运动;而工作再配置和超额再配置则是从质的层面综合分析了员工、工作、生产资料在不同雇主间的重新分配,它们是衡量不同企业之间雇用量变化差异的有效途径之一。这几个概念贯穿于整个研究的始终,因而显得相当重要。

这里,如果以 EMP_{es} 表示部门 S 中的雇主 e 在时点 t 雇用的员工人数,以 S_t 表示时点 $t-1$ 到时点 t 时段内具有正雇用量的雇主集合,用 S_t^+ 表示该时段内新近进入或规模扩张的雇主子集,以 S_t^- 表示同一时段内规模收缩或退出的雇主子集,则上面提到的有关概念的文字表达和公式表达分别为(Haltiwanger等,1999): (1) 工作创造:时点 t 的工作创造量等于从时点 $t-1$ 到时点 t 这一时段内新近开业或规模扩张的所有商业单位中雇用量的总体增加, $C_u = \sum \Delta EMP_{es}$; (2) 工作消亡:时点 t 的工作消亡量等于从时点 $t-1$ 到时点 t 这一时段内规模收缩或倒闭的所有商业单位中雇用量总体上的减少, $D_u = \sum |\Delta EMP_{es}|$; (3) 工作再配置:时点 t 的工作再配置等于从时点 $t-1$ 到时点 t 这一时段内特定行业中所有商业单位雇用量增加和减少的绝对值之和, $R_u = \sum |\Delta EMP_{es}| = C_u + D_u$; (4) 超额再配置:时点 t 的超额再配置等于从时点 $t-1$ 到时点 t 这一时段内总工作再配置减去净雇用变化的绝对值, $R_t - |NET_t| = (\sum |NET_{es}| - |NET_t|) + \sum (R_{es} - |NET_{es}|)$ 。其中,前一部分表示不同部门间的超额再配置,后一部分表示同一部门内的超额再配置;当所有部门雇用变化方向相同时,第一部分数值为零,因此,超额再配置可以被看成是可以有效衡量同时发生的工作创造和工作消亡的一个指标。为了把上面这些工作流动的度量值换算成比率,可以用它们除以雇用规模。用时点 $t-1$ 到时点 t 时段内的雇用量平均值, $Z_{es} = 0.5(EMP_{es} + EMP_{es-1})$ 表示雇用规模,则部门 S 内的单位 e 在时点 t 的雇用增长率可以表示为: $g_{es} = \Delta EMP_{es} / Z_{es}$,而部门 S 在时点 t 的雇用增长率可以表示为: $g_u = \Delta EMP_u / Z_u$,采用这种方法,部门 S 的工作创造、工作消亡、工作再配置的比率可以分别表示为: $c_u = C_u / Z_u = \sum (Z_{es} / Z_u) g_{es}$; $d_u = D_u / Z_u = \sum (Z_{es} / Z_u) |g_{es}|$; $r_u = \sum (Z_{es} / Z_u) |g_{es}| = c_u + d_u$; (5) 员工再配置:时点 t 的员工再配置等于从时点 $t-1$ 到时点 t 这一时段内变更雇用地点或雇用状况的总人数。

二、工作流动的重要理论

已有研究表明,工作流动现象在不同的国家和地区^①之间广泛存在,同时工作创造和工作消亡的速度是相当快的。针对美国经济进行的研究表明,一年里,每10个工作岗位当中就有1个工作岗位消失,同时产生1个新的工作岗位(Haltiwanger等,1999)。具体到制造业,行业中工作创造和工作消亡的年度规模分别达到了9.2%和11.3%(Davis等,1992)。在这种高频率的工作流动中,很大一部分是工作的额外再配置。从时间维度上看,暂时性行为所占的比例非常大,在季节性的流动中更是这样。同时,生产单位内部的工作流动频率要高于生产单位之间;在不同行业中,非制造业的工作流动频率要高于制造业;不同产业相比较,私有产业的流动频率往往是最高的。

为了证明和应用上述观点,学者们建立了若干经济理论模型。受当前劳动经济学发展趋势的影响,这些理论大多应用了新古典经济学中一些较为常见的数学工具,以期把经验上升到理论的高度。

(一) 异质性理论

异质性理论建立在如下假设之上:工作流动现象在一定程度上受到若干特质因素的影响;取决于这些因素的差异,雇主经历的工作流动的规模和强度也会呈现很大差异。目前,这一方面的研究以经验研究居多,但也不乏规范模型;受学科性质的影响,从微观方面对于雇主特征进行的异质性研究更

① 现有相关研究已经覆盖了包括美国、法国、俄罗斯、芬兰、西班牙、中国台湾省、意大利、加拿大、以色列、波兰、斯洛文尼亚等诸多国家和地区。

为详尽一些。在一定意义上,这一理论可以被看成是经济学家研究工作流动现象的开始。它首先站在了与劳动力流动理论相对应的立场上,探讨雇员自身特征之外对劳动力流动和工作流动发生影响的一些微观因素,为以后的研究打开了局面。

1. 表现于雇主特征之上的异质性。一般认为,雇主的很多特征都会影响到他所面临的工作流动的规模和性质。这些因素包括:其所在行业、产业、地域、经营规模、经营年限、产品细分程度等。通常情况下,在其他因素都保持恒定时,企业经营规模越大,业绩增长越快,工作再配置的规模和强度就会越大;同时,工作岗位的超额再配置频率也随雇主雇用规模和经营年限的增加而增加,随员工薪酬水平的上升而下降。这里值得一提的是,有数据表明,相当一部分的工作流动都集中在那些正经历高速收缩或扩张的少数生产单位中。例如,对美国制造业部门进行的一项研究表明,2/3以上的工作消亡都发生在那些一年里规模收缩幅度在25%以上的组织中;而工作消亡往往也都由那些对于失业已习以为常的特定员工承担;同时,刚刚开业和完全停产的组织所对应的工作创造和工作消亡在总量中占据了相当高的比例(Haltiwanger等,1999)。戴维斯(Davis)和豪特威尔(Haltiwanger)利用美国劳工调查局统计数据中1978、1983和1986年度美国一些工厂的数据。通过控制一些因素(如年份、国别、年限、规模、员工薪酬等),对净雇用增长量和它的绝对值进行了回归,从而得到了特定行业的超额配置率(预期的绝对增长率和净增长率之间的差值)。为了了解各因素对超额配置率的边际净影响,在研究过程中,他们通常都是使其他因素保持中值。通过这种方法,建立了若干因素与工作流动之间的关系模式(Orley等,1997)。

2. 企业层面上的异质性。显然,雇主特征只是影响工作流动现象的部分因素,经济学家们的阐述远不止于此。他们认为,企业层面上的一些特质因素同样影响了工作流动的规模和性质,这些因素包括新产品和新的生产技术的开发、推广、应用、营销以及管理规范上的不确定性;厂方的经营和管理能力;对生存环境的学习和适应能力;工厂、公司独特的环境分布;有关技术、推广渠道、营销渠道、消费者品位等信息的获得;资本的收益等。值得一提的是,与一般的经济学研究不同,对工作流动现象的研究还关注一些非市场因素的影响。例如,在企业层面,有研究指出,员工发言机制(如工会)的存在对劳动力流动有很大影响,但与总工作流动没有什么明显关系(Carlos等,2002)。

3. 行业 and 国别不同带来的异质性。对行业因素与工作流动之间关系进行的研究表明,不同的行业有不同的产品细分程度,这会影响到工作再配置的密度和规模;行业间引起再配置的外力的作用强度是不同的(行业不同,其所面临的技术变化的速度、旧产品被淘汰的速度也不同)。有研究表明,行业的生产率增长越快,它的工作再配置比例就越高。而针对国别因素进行的经验研究表明,不同国家间,指导工作流动的政策因素不同是国别差别的决定性因素(Orely等,1997)。有学者指出,许多西欧国家之所以出现了极高的工作再配置比例,在一定程度上反映出了为补偿工作的安全性而提出的许多压低薪酬政策所发挥的影响;同时,货币政策的松紧对于工作创造和工作消亡亦有影响,即宽松的货币政策往往不利于鼓励工作创造,较紧的货币政策则能够增加工作消亡的幅度,并减少净雇用量的变化(Pietro,1997)。

(二) 劳动力流动与工作流动关系理论

工作流动行为对于劳动力市场的影响是不言而喻的。例如,有台湾学者对本土和全球工作流动行为进行的研究显示,信息产业的发展带来的工作流动导致了台湾制造业就业机会的减少和专业服务产业的成长,并催生了所谓的“知识工作形态”;就国际市场而言,工作流动行为主要表现为低技术水准的职业渐渐由发达国家转移到发展中国家,使得发展中国家变成提供“低技术劳力密集服务”的出口商,而发达国家则专门从事技术密集活动(Haltiwanger,1999)。

事实上,工作流动是劳动力之所以发生流动的一个重要原因;在特定年份里,美国劳动力市场上1/3到1/2的劳动力流动都可以用工作流动加以解释。在现有的关于二者关系的研究中,较为普遍接

受的是安德森(Anderson, 1994)和麦亚(Mayer, 1996)等人分别进行的两项研究都是建立在美国保险事业系统的权威资料之上,通过研究雇用量和雇用组合的季度变化来衡量员工流动和工作流动,并计算劳动力的总体流动中由工作创造和工作消亡引起的那一部分所占的比例,简称为“创造—增加、消亡—减少”(Orley等, 1997)。在前一项研究中,学者们考虑到了员工在季度内的短期“离业”,但没有考虑到离业后可能重新被召回;因此,其研究只考虑了员工流动方面的短期波动,但忽略了工作流动的短期波动因素,这就使得“创造—增加、消亡—减少”比例数值偏低,充当了衡量结果的下限。而在后一研究中,研究者研究的则是与“满季度员工”^①相对应的员工流动和工作流动。显然,这一研究把短期的员工和工作流动排除在外。而事实上,考虑到许多新建立的雇佣关系初期分离的可能性很大,因此实际被剔除的员工流动比工作流动的比例要大。于是,这一结果事实上提供了测算比例的上限。

我们可以用具体数据来说明这两项研究存在的差别。根据麦亚等人的研究,在私有部门的制造业中,创造—增加比例为52%,消亡—减少比例为23%;而在安德森等人的研究中,这两个数据分别为50%和58%。虽然二者之间的差别较大,但两项研究都表明,员工流动受工作流动的影响相当大。美国本土的数据显示,每季度的员工流动大概相当于整个雇用量的25%;而其中由工作配置引起的占35%~40%。而且,有研究者提到,考虑到工作流动可能产生了溢出效应,实际比例会更高一些。

(三) 工作流动与生产率增长关系理论

在经济学领域,熊彼特曾发明过一个名词“创造性的毁灭”,用以描述投入和产出在生产者间的再配置在生产率增长方面发挥的关键性作用。他这样提到,“促使资本主义这台发动机运行的基本动力来自于新的消费产品、新的运输方法、新的市场等……这一创造性的毁灭是资本主义的基本事实。”^②而劳动经济学家认为,工作再配置实际上就属于这一“创造性毁灭”的范畴。

作为其中较有影响力的代表,阿宏恩(Ahion)和豪威特(Howitt)建立了这样一个模型(Orley等, 1997):以 P_{it} 代表行业 i 中劳动力或其他要素的生产率,以 P_{et} 代表第 e 个公司或工厂的相应生产能力, S_{et} 则是行业整体行为中第 e 个单位所占的产量份额,则有 $P_{it} = \sum S_{et} P_{et}$;同时可以把行业水平上的生产率公式分解为: $\Delta P_{it} = \sum S_{et-1} \Delta P_{et} + \sum (P_{et-1} - P_{et}) \sum S_{et} + \sum \Delta S_{et} \Delta P_{et} + \sum S_{et} (P_{et} - P_{et-1}) - \sum S_{et-1} (P_{et-1} - P_{et-1})$ 。此处, C 是持续经营的工厂构成的集合, N 是新进入的工厂构成的集合,而 X 是新退出的工厂构成的集合。在这个公式里,第一项表示工厂内部生产率的增长量,该增长由初始份额加权得到;第二项反映的是厂间效应,该效应体现出了工厂在行业活动中份额的变化;第三项是不同产品的协方差,它反映了行业的活动份额是否在向生产率增长较快的工厂偏移;后两项则分别衡量了进入和退出的厂商所发挥的作用。

若以 Q_t 表示总产出, L_t 表示劳动力总投入, K_t 表示实体资本, M_t 表示原材料,则 $\ln MFP_t = \ln Q_t - \ln K_t - \alpha \ln L_t - \alpha \ln M_t$ 。当把具体的符号和数据带入这个模型后,得到的结论是,总要素生产率的增长中,很大一部分可以反映经历了生产率增长的厂家产出份额的扩张;而工作再配置则是其中起决定性作用的要素之一。

同时,值得一提的是,涉及到工作再配置,有关工作消亡就意味着企业衰落、工作绩效变差的假设是错误的;在特定情境下,工作消亡亦有可能发挥正向作用。事实上,雇用规模缩小很多时候都会伴随着大规模的生产率增长。一些情况下,工作消亡会使得企业生产率上升很快。当然,把生产规模缩小简单等同于成功也是有失偏颇的。

(四) 经济周期与工作流动理论

数据资料显示,工作流动随时间推移而周期性变化显著。例如,1947~1993年,在美国制造业部

① 指的是从时点 t 到时点 $t+1$ 一直都在职的员工。

② Orley C. Ashenfelter, Richard Layard eds(1997), *Handbook of Labor Economics*, Vol. 14, North Holland.

门中,每季度工作消灭占雇用总量的比例从2.9%到10.8%不等,而工作创造的相应比例则介于3.8%~10.2%之间。同时,在其他条件相同的情况下,工作消灭比工作创造表现出了更大的波动,平均的变动幅度要高出2~3倍(Campbell等,1997)。这种变化就使得对经济周期和工作流动二者关系的研究成为工作流动理论体系中的一个重要组成部分。

我们知道,有关经济周期的既有理论大多强调总量冲击的作用,而工作流动理论则引入了配置性冲击的概念。所谓配置性冲击,是指使得不同工作场所和不同雇佣匹配的盈利状况发生特定变动的冲击。有学者指出,在经济的周期性变迁中,配置性冲击产生了很大的影响,而这种冲击作用在相当程度上来自于工作再配置活动(Haltiwanger等,1999)。无疑,这一概念的提出对于我们更好地理解和把握经济的周期变迁是十分有利的。与已有理论相比,它使得对于经济周期产生原因的分析细化,具体到了微观雇主身上;同时,由于是从动态的角度看问题,这种理论也显示出了它的先进性和科学性。

目前,这一方面的研究分为两派,尚未达成一致,其根本分歧在于,究竟是配置性的冲击导致了总量冲击,从而产生了经济周期;还是总量冲击本身导致了经济周期。事实上,我们可以认为这两种理论是互补的,前者强调指出配置性冲击改变了包括劳动力在内的各生产要素的既有生产模式,从而使得经济要耗时耗力进行调整和适应,产生了周期;后者则认为正是总量冲击导致了经济衰退中再配置行为的集中。这种看法认为,其时进行调整的机会成本较低,企业可以致力于耗资较大的再配置;同时,经济、信息环境的恶化,使得资源多通过再配置进入那些与外界环境较为独立的经济组织中;此外,由于信息获得的难度增大,也会导致工作搜寻以及其他一些行为的集中,配置性冲击的密度随之增加(Campbell等,1997)。或许,将这两方面相结合,认识到总量波动和再配置过程的紧密关系才是最重要的。

值得一提的是,布兰查德(Blanchard)和海蒙德(Hiamond)等人的研究表明,总量冲击和配置性冲击使得失业、待业、工作创造、工作消灭表现出了不同的特征,具体来说,前者使得工作创造和工作消灭沿着相反的方向变化,而后者使得二者的变化方向相同(Orely等,1997:2782~2784)。可见,若想对经济周期问题产生清楚的认识,这一领域还有待于学者们进一步探讨。

三、工作流动理论的意义和局限

由上面的具体论述可以发现,工作流动现象在经济生活中的广泛存在是无法否认的,而对工作流动问题进行研究是必须亦是必然。在一定程度上可以认为,工作流动理论的提出和逻辑体系的构建在现代劳动经济学的发展史上是不可抹去的一页,它以自己的独到之处给这门古老的学科注入了新的活力。概括来说,该理论的重要意义主要体现在以下几个方面。

第一,它提供了研究劳动力市场上流动问题的崭新视角。正如前文所言,有的关于劳动力流动问题的研究往往局限于劳动力一方,把劳动力看做主动的行为者,试图通过讨论劳动力的质量、价格、人力资本储量、居住区域、性格偏好等诸多要素来寻找流动方面的普遍规律。然而,不容忽视的是,匹配永远是双方面的,劳动力市场上的波动不仅会表现为劳动力的流动,同样也会表现为工作岗位的流动;而且,劳动者在更多情况下都是被动的承受者。工作流动理论从工作岗位的变迁状况入手,从根源上更为透彻地分析了工作流动的决定因素、影响因素、发挥的作用以及与劳动力流动之间的关系。无疑,这是更为全面、更切实际的,同时也使得对于劳动力市场问题的全方位把握成为可能。

第二,它弥补了原有劳动力流动研究方法的局限,更多地考虑了制度性因素。在一定程度上,已有的劳动经济学研究尽管涉及到不少的制度分析,但它还是更多地偏重于新古典经济学(易定红,2002),这一点在对劳动力流动的研究中尤其明显。一方面,这种传统有助于我们充分考虑市场的运行机制,运用效用最大化原则,对劳动力和市场的作用方式加以分析;另一方面,制度性因素在研究过程中则往往会被忽视。而事实上,在当今的法制社会中,只有充分考虑制度因素的作用,才算是符合事物

的全貌。但在对工作流动的研究中,这个问题则得到了避免。它将新古典研究方法和制度研究方法相结合,并给予后者充分的权重,在供需平衡的基础上,充分考虑了政府、政策、社会环境、福利服务等人为因素对工作流动和劳动力流动状况的影响,从而准确反映事物的全貌,并增强了学科的实用性。

第三,弥补了旧有理论的缺陷,增强了学科的科学性和说服力。旧有的劳动经济学理论存在着一些广为人知的缺陷,在相当程度上影响了学科的科学性和说服力。以经济周期理论为例,学者们倾向于采用标准的经济周期均衡模型,往往忽视了知识和偏好受到的冲击,也忽略了总体经济波动的种种长期特征。而工作流动理论则充分意识到总量冲击和配置性冲击二者间的紧密关系,不仅对这两个概念进行了区分,还同时引入了工作再配置模型;事实上,在对经济周期问题进行探讨时,劳动力市场行为的引入是相当有利于提高经济周期模型的效果的。

第四,对中国现阶段建设有十分重大的借鉴意义。在以中国为代表的转型经济中,工作流动、工作再配置尽管从来没有被系统地提起过,但它们的确是不容忽视的特征;国有企业经营改组、私营企业规模日益壮大、新的技术和机器不断被引入生产过程,以及学者们经常提到的、独具中国特色的农民工大批涌入城市、工人经历下岗和再就业……,这一切都使得我们面临的工作结构不再是一种常态。具体到数字方面,北京地区2001年度的工作创造量为627 298个,工作消亡量为795 044个^①;而根据美国学者的研究资料,曼彻斯特地区在1988~1999年的工作创造和工作消亡的总量分别是736 000和618 000个(Bradbury,1999)。两相比较,中国的工作流动规模无疑是相当大的。这种波动既给经济起飞带来了机遇,也提出了不小的挑战。我们更应该对转型经济中的工作流动、工作流动的普遍特征、工作流动与劳动力流动之间的关系进行深入分析,在已经提出并被实践检验了的理论框架下,借鉴西方已有的理论,结合中国的实际情况,利用有利的理论工具对我们的政策提供支持,争取少走弯路,稳步发展。

然而,工作流动理论作为刚刚兴起的研究领域,不可避免地存在着很大的局限。

一方面,为研究条件和研究能力所限,现有的大部分研究都是以美国的劳动力市场为研究对象。这些研究虽然数据完备,具有一定的研究信度,但鉴于各国国情存在区别,所以其使用范围在很大程度上受到了限制,效度无法得到保证。客观地说,这是相当不利于本学科长远发展的。

在这方面较有代表性的是我们前面已经提到的农民工进城和工人下岗的问题。这两种工作流动形式在很大程度上是独具中国特色的。有数据显示,它们已经成为当前中国劳动力市场上最主要的两种波动形式。如2001年北京新增加的627 298个工作岗位中,由农民工承担的占216 367个,占工作创造总量的34.49%;而在下岗对劳动力市场的影响方面,具体以制造业为例,在全行业2001年度新创造的105 595个工作岗位中,由下岗工人承担的占8 882个,同时工作消亡(196 692个)也直接导致了23 636名工人失去工作^②,它所产生的影响由此也就可以窥见一斑。毋庸置疑,对于中国当前的劳动力市场研究而言,对这两个方面加以侧重是甚为必要的,但西方现有的研究中给予这两方面的注意力还相当缺乏,在一定程度上尚属空白,这就有待于我们在今后的研究过程中投入更大的精力。

另一方面,从研究深度来看,目前在工作流动领域的大多数研究都还只是停留在量而非质的层面上。它们多半只是限于对数据进行简单分析,并从中提炼出一些经验性的事实和结论,很少会上升到理论和逻辑的高度;即使形成了观点,也很难保证这些观点的严谨和完备性。以工作流动中的异质性理论为例,我们前面已经提到,这一理论认为工作流动现象在一定程度上受到了若干特质因素的影响,并对这些因素分为雇主层面、企业层面、行业层面和国家层面。不同层面当中,雇主层面和企业层面是重点,而在行业层面上只是涉及到了产品细分程度和外力的强度(例如技术变化的速度和旧产品被淘汰的速度)。而事实上,有研究表明,取决于不同行业对人力资本储量要求的不同,雇佣双方关系

①② 根据北京市统计局2001年度劳动力调查数据计算而得。

持续性的不同以及行业发展前景的差异,特定行业所表现出来的工作流动的强度和风险也是存在很大区别的。由此可见,异质性理论远未达到完善,这也表明本领域的相关研究还是很欠成熟的。

此外,由于对工作流动问题的研究刚刚开始,理论体系远不完善,所以劳动经济学领域的许多重要问题。例如,工作搜寻、雇用匹配、失业工人的收入损失、风险分担、薪酬的确定、失业保险等都没能被涵盖进去。由于这些问题没有被深究,工作流动理论作为一个专门研究领域的完整性被削弱,它对于实际应用价值也无法得到充分发挥。即便如此,作为一个新兴的研究领域,工作流动理论已经显示了它极大的应用价值。

参考文献:

1. 伊·兰伯格和史密斯(1999):《现代劳动经济学——理论与公共政策》,刘昕译,中国人民大学出版社。
2. 易定红(2002):《西方劳动经济学两大流派的比较》,《劳动经济与劳动关系》,中国人民大学书报资料中心。
3. Bradbury, Katherine L.(2002), Job Creation and Destruction in Massachusetts: Gross Flows Among Industries. *New England Economic Review*, 00284726, Sep/Oct.
4. Campbell, Jeffrey R., Fisher, Jonas D.M. (1997), Understanding Aggregate Job Flows. *Economic Perspectives*, 1048115X, Sep/Oct, Vol. 21, Issue 5.
5. Carlos Garcia-Serrano, Miguel A Malo(2002), Worker Turnover, Job Turnover and Collective Bargaining in Spain. *British Journal of Industrial Relations*, London, Mar.
6. Davis Steven J., Haltiwanger John(1992), Gross Job Creation, Gross Job Destruction, and Employment Reallocation. *The Quarterly Journal of Economics*. Cambridge, Aug.
7. Fabrice Collard Patrick Feve, Francois Langot, Corinne Perraudin(2002), A Structural Model of US Aggregate Job Flows. *Journal of Applied Economics*, Chichester, May/June.
8. Haltiwanger, John C., Schuh Scott(1999), Gross Job Flows between Plants and Industries. *New England Economic Review*, 00284726, Mar/Apr.
9. John M Abowd, Patrick Corbel, Francis Kramarz(1999), The Entry and Exit of Workers and the Growth of Employment: an Analysis of French Establishments. *The Review of Economics and Statistics*. Cambridge, May.
10. May C. (2000), Information Society, Task Mobility and the End of Work. *Future*, 32(5), Jun.
11. Orley C. Ashenfelter, Richard Layard eds(1997), *Handbook of Labor Economics*, Vol. 14, North Holland.
12. Pietro Garibaldi(1997), The Asymmetric Effects of Monetary Policy on Job Creation and Destruction. International Monetary Fund, Washington, Dec.
13. R Jason Faberman(2001), Job Creation and Destruction Within Washington and Baltimore. *Monthly Labor Review*, Washington, Sep.
14. Satu Hothi(2000), Job Flows and Job Quality by Establishment Size in the Finnish Manufacturing Sector 1980-84. *Small Business Economics*. Dordrecht, Dec.

(责任编辑: 朱 犁)

人口现代化评价指标体系研究

陈友华

【摘要】 文章阐述了人口现代化的涵义,从生育现代化、人口素质现代化、人口结构现代化与经济现代化4个方面构建了人口现代化评价指标体系,提出了人口现代化的量化标准。

【关键词】 人口现代化 指标体系 指数

【作者】 陈友华 南京大学社会学系,副教授。

自1992年刘铮提出人口现代化概念之后,人口现代化逐渐成为国内学术界与实际工作部门的热点研究问题之一。然而,由于现代化问题本身的复杂性,学术界对人口现代化内涵的认识尚未趋于一致。比如,刘铮(1992)认为人口现代化包含人口再生产类型和人口素质的现代化。同年顾宝昌(1992)提出了生育现代化的“三维”观点,认为生育现代化是从传统形态向现代形态的转变,而现代生育形态应该是一个生育率接近于更替水平、晚婚晚育蔚然成风、生男生女没有偏好的局面。随后穆光宗(1993)对顾宝昌的观点做了进一步的修订与补充,指出生育现代化是生育数量、生育质量、生育时间、生育性别偏好、生育方式从传统型向现代型的转变、过渡或发展。邬沧萍(1996)从人口再生产类型、人口素质、人口结构、人口迁移和分布的现代化4个方面对人口现代化的内涵进行了阐述。王秀银(2002)认为,人口现代化是人口类型或人口变量自传统向现代的演进、转化过程。查瑞传(1994)从人口自然变动、人口年龄结构、人口文化教育、人口行业职业分布与人口迁移5个方面对人口现代化的特征进行了阐述。张开敏(1994)从生育模式、人口构成与人口素质3个方面阐述了人口现代化所应具有的标准。彭希哲指出,人口现代化概念的主体是对一国或一个地区人口发展状况的综合描述,至少应包括人口过程(出生、死亡、迁移及城市化)、人口结构和人口质量,并认为发达国家的人口态势从整体上讲处于较为现代化的地位(人口与发展论坛,2001)。

综合国内学术界对人口现代化的各种观点,笔者认为,人口现代化是人口再生产类型由传统转向现代、人口素质不断提高、工业化与城市化齐头并进、经济发展趋于现代化的发展变化过程,它包含生育现代化、人口素质现代化、人口结构现代化与经济现代化4个方面的内容。在遵循综合性、系统性、可操作性、易获得性、实用性、国际可比性与独立性等原则的基础上,笔者从上述4个方面着手构建人口现代化评价指标体系。

一、生育现代化

生育现代化是一个从“传统型”的生育形态向“现代型”的生育形态演进或转变的过程。对生育现代化的测度可以从生育的数量、质量、时间与方式等方面进行。由于生育时间与生育间隔的大小最终将在生育数量的多少上反映出来,生育的方式直接或间接涉及到生育质量、人口素质与社会经济发展水平等问题,而对后两个问题将在后面阐述。因此,这里笔者着重从生育的数量与质量两方面来构

建生育现代化测度指标。

(一) 生育数量

衡量生育数量的指标较多,如出生人数、出生率与总和生育率等,而这其中的总和生育率是迄今为止人类已找到的度量妇女生育水平的“最合适”指标之一。生育率实现由高到低的转变,是生育现代化的核心内容之一,而生育率转变完成的一个显著标志就是实现低生育率。笔者认为低于更替水平的生育率即为低生育率,因此,将生育率不高于更替水平确定为实现生育现代化的标准之一。

世界生育率转变历史表明,除极个别小国家与地区妇女生育率超过 8 以外,世界上绝大多数国家生育率转变的起点都低于 8,因此假设生育率转变的起点为 8。在转变早期妇女生育率下降较快,也较为容易,越是到转变的后期,妇女生育率下降速度越慢,也越不容易。考虑到妇女生育率转变中的如上特点,笔者在此构建了一个度量生育数量现代化状况及其程度的综合指标——生育数量指数(假设更替水平为 2.1)。具体定义如下:

$$\text{生育数量指数} = \begin{cases} 100 & \text{TFR} \leq 2.1 \\ 100 \left(\frac{8 - \text{TFR}}{8 - 2.1} \right)^2 & 2.1 < \text{TFR} < 8 \\ 0 & \text{TFR} \geq 8 \end{cases}$$

(二) 生育质量

衡量生育质量的指标较多,如婴儿死亡率、健康婴儿出生比例、低出生体重婴儿比例、出生婴儿残疾缺陷发生率等,其中使用最广泛的是婴儿死亡率,其他反映生育质量的指标与婴儿死亡率之间存在非常密切的关系,婴儿死亡率中已含有生育质量其他指标的有关信息。因此,笔者认为在构建生育质量指标时只需选择婴儿死亡率这个指标。

世界发达国家的现代化大约完成于 1970 年前,而 1960~1965 年与 1965~1970 年世界发达地区的婴儿死亡率分别为 32‰与 26‰,据此,笔者在这里将婴儿死亡率不高于 30‰确定为实现生育现代化的又一标准。

由于婴儿死亡率的下降快慢与其水平高低之间存在着很强的负相关关系。因而笔者在构建生育质量指数时,不是直接选用生活质量(POLI)指数中对婴儿死亡率指数的处理方法,而是对此进行适当改造,提出生育质量指数的概念。具体定义如下:

$$\text{生育质量指数} = \begin{cases} \left(\frac{229\% - \text{婴儿死亡率}}{229\% - 30\%} \right)^2 \times 100 & \text{婴儿死亡率} \geq 30\% \\ 100 & \text{婴儿死亡率} \leq 30\% \end{cases}$$

(三) 生育现代化

1. 生育现代化的度量

生育现代化进程首先起源于人口死亡率的下降,其后才是生育率的下降。因此,只有当死亡率在较高水平上开始下降时,生育率转变才有可能。因此,生育质量提高是生育现代化的核心内容之一。同时,生育率转变是生育现代化的又一核心内容,只有生育数量开始下降,生育主体和社会各界才能更加关注生育质量的提高,才可以把本来用于更多生育的人、财、物力用于现有孩子质量的提高上,这反过来又促进了生育数量的进一步下降。因此,生育率转变与生育质量的提高是彼此促进、相互影响的。

生育数量的多少与生育质量的高低始终是反映生育现代化进展情况的两个基本方面,而生育数量指数与生育质量指数从这两方面反映了生育现代化发展状况。但仅靠罗列这些松散的指标是难以综合反映生育现代化整体推进状况的。因此,为了客观、全面、综合性地反映生育现代化的整体进程,根据生育各因素构建一个综合反映生育现代化推进程度的指标就显得非常重要。而在生育数量与生育质量两者之间很难区分哪个更为重要。因此,笔者在此将生育数量与生育质量两者同等看待,并利

用生育数量与生育质量指数构建了一个综合反映生育现代化发展状况及其程度的指标——生育现代化指数。具体定义为：生育现代化指数 = $\frac{\text{生育数量指数} + \text{生育质量指数}}{2}$

2. 生育现代化类型及其划分标准

人口发展到一个怎样的状况才算实现或基本实现了生育现代化，这是人口现代化研究过程中无法回避的问题。生育现代化是人类的一个历史发展阶段，就生育现代化本身而言，也有一个由低到高的发展过程。为了对生育现代化进程进行深入细致的研究，有必要对人类生育类型进行必要的划分。在这里，笔者利用已建立的生育现代化指数将人类生育划分为传统型（指数 ≤ 50）、现代型（指数在 50~100 之间）与后现代型（指数 = 100）。由于我们这里的研究重点是生育现代化问题，因此，将生育现代化过程进一步细分为初始（指数为 50~60）、起步（指数为 60~70）、发展（指数为 70~80）、成熟（指数为 80~90）与过渡（指数为 90~100）5 个发展阶段。同时将生育现代化指数为 50 视为人类生育由传统型转变到现代型的标志，或由前生育现代化社会跨入生育现代化社会的“门槛”，将生育现代化指数为 100 视为人类生育由现代型转变到后现代型的标志，或迈入生育现代化社会、步入后生育现代化社会的“门槛”。因此，当生育现代化指数为 100 时可视为生育现代化任务已经完成。

二、人口素质现代化

人口素质现代化指人口的生理、心理、科学文化素质对现代社会的适应过程，即人口素质不断提高的过程。由于人口素质指身体素质与科学文化素质，因此，这里从身体素质与科学文化素质这两方面着手构建人口素质现代化的测度指标。

（一）身体素质

人口身体素质现代化是人口身体能力适应现代化要求的发展过程，即人口身体素质不断提高的过程。衡量人口身体素质的指标较多，如预期寿命、死亡率、青少年体格发育的主要指标（如身高、体重、视力）等。除婴儿死亡率外，平均预期寿命是被用来衡量人口身体素质的又一综合指标。

1960~1965 年与 1965~1970 年世界发达国家与地区人口出生时平均预期寿命分别为 69.8 岁与 70.5 岁。因此，笔者将出生时平均预期寿命不低于 70 岁定为实现人口素质现代化的标准之一。

考虑到预期寿命的提高速度与其水平的高低之间存在着负相关关系，笔者在利用预期寿命来构造反映人口身体素质状况的指标时，吸收了联合国开发计划署预期寿命指数的构造思想，并对预期寿命指数进行了必要的改造，提出修正的预期寿命指数的概念。假设人类最低平均预期寿命为 25 岁，其具体定义为：

$$\text{修正的预期寿命指数} = \begin{cases} 0 & e_0 \leq 25 \\ \left(\frac{e_0 - 25}{70 - 25} \right)^2 \times 100 & 25 \leq e_0 \leq 70 \\ 100 & e_0 \geq 70 \end{cases}$$

（二）科学文化素质

人口科学文化素质现代化指人口群体的科学文化能力适应现代化要求的发展过程，即人口科学文化素质不断提高的过程。反映人口科学文化素质高低的指标较多，常用的有成人识字率（文盲率）、大、中、小学入学率、高等教育普及率、平均受教育年限等。这其中的成人识字率与高等教育普及率两者使用最多，但这两指标代表了人口科学文化素质的“两极”状况，是两个典型的结构性指标，人口现代化需要包括文盲与接受过高等教育的“两极”人口在内的所有人的共同努力，而成人识字率或高等教育普及率这样一些结构性指标是难以全面、综合衡量人口的科学文化素质状况的。因此，需要寻找能综合反映人口受教育状况的指标。15 岁及以上人口平均受教育年限就是一个能体现人口总体受教育程度的综合指标。1970 年世界高收入国家与地区 15 岁及以上人口平均受教育年限为 7.7 年。因

此,笔者将15岁及以上人口平均受教育年限不低于8年定为实现人口素质现代化的又一标准。

对于没有接受过任何正规教育的成年人来讲,社会化的结果,使得他们也具有一定的科学文化知识。因此,假设没有接受过学校教育的成年人的文化水平相当于接受过两年的学校教育。据此,利用平均受教育年限构建了一个用以反映人口科学文化素质的综合指标——受教育年限指数。具体定义如下:

$$\text{受教育年限指数} = \begin{cases} 0 & 15 \text{岁及以上人口平均受教育年限} \leq 2 \\ \frac{15 \text{岁及以上人口平均受教育年限} - 2}{8 - 2} \times 100 & 2 \leq 15 \text{岁及以上人口平均受教育年限} \leq 8 \\ 100 & 15 \text{岁及以上人口平均受教育年限} \geq 8 \end{cases}$$

(三) 人口素质现代化

1. 人口素质现代化的度量

身体素质与科学文化素质是构成人口素质的两个基本方面,而修正的预期寿命指数与受教育年限指数分别反映了人口的身体与科学文化素质状况。虽然身体素质非常重要,它是每个人赖以生存和发展的物质基础,但现代社会人口科学文化素质的高低对经济的发展和社会的进步至关重要。鉴于此,笔者利用修正的预期寿命指数与受教育年限指数,并赋予后者更大的权重,而构造了一个综合反映人口素质现代化发展状况及其程度的度量指标——人口素质现代化指数。具体定义为:

$$\text{人口素质现代化指数} = \frac{1}{3} \times \text{修正的预期寿命指数} + \frac{2}{3} \times \text{受教育年限指数}$$

2. 人口素质类型及其划分标准

人口素质达到了怎样的一种状况才算是一个高素质的人口,这是在人口现代化研究过程中又无法回避的问题。就人口素质本身而言,也有一个由低到高的发展过程。为了对人口素质现代化进程进行研究与分析,有必要对人口素质类型进行划分。在这里,笔者将人口素质划分为低、中、高3个基本类型,并利用人口素质现代化指数具体给出了人口素质类型的划分标准(见表1)。

表1 人口素质类型的划分标准

人口素质类型	生育现代化指数
低人口素质	≤ 50
中人口素质	$50 \sim 100$
高人口素质	$= 100$

三、人口结构现代化

(一) 人口性别年龄结构现代化

人口结构包括人口的自然结构与社会结构两部分。人口的自然结构指人口的性别与年龄结构,而人口的社会结构则主要指人口的城乡结构、就业结构与社会阶层结构等。实现人口现代化,是否能使人口结构的主要方面趋于合理,这是一个非常棘手的问题。西方发达国家人口现代化的结果导致了人口年龄结构的过度老龄化,而中国、韩国等具有传统性别偏好的国家在人口现代化进程中还出现了出生性别比的异常升高。人口老龄化是人口现代化的必然结果,而人口老龄化对社会经济发展的影响并不总是积极的,过度的老龄化会带来许多严重的社会问题。

人口现代化是与社会经济现代化紧密相连的,在人口现代化和社会经济现代化进程中两者可能出现时间上的不一致。人口现代化可以成为社会经济现代化的“助推器”,也可能对社会经济的发展产生某些不利的影响,即人口现代化并不一定都是从积极的方面与社会经济的现代化相联系,且在社会经济发展的不同阶段,人口现代化对社会经济现代化的影响与作用可能是很不一样的,反之亦然。

人口再生产类型实现由传统向现代的转变是人口现代化的核心内容之一,而人口的性别年龄结构也随着人口再生产类型的转变而发生着急剧的变化。笔者在构建生育数量指数、生育质量指数与修正的预期寿命指数时,使用了总和生育率、婴儿死亡率与平均预期寿命3个指标,这3个指标的变化

必然影响、改变、并最终决定着人口的性别、年龄结构。因此,人口现代化对人口性别年龄结构的影响实际上已经通过这3个指标很好地反映了出来。因此,我们这里讨论人口结构现代化时主要涉及的是人口社会结构现代化的问题。

(二) 人口社会结构现代化

人口社会结构主要包括城乡、就业与社会阶层结构等。由于社会阶层结构可以从经济发展水平、城乡结构、就业结构上间接反映出来,本文后面还将涉及到经济现代化方面的内容。因此,我们在讨论人口社会结构时主要考虑的是人口的城乡结构与职业结构。

1. 城乡结构

城市化水平是一个国家或地区经济和社会发展水平的重要标志,城市化不仅是现代化的一个基本特征,也是人口现代化的重要体现,人口迁移与流动的增加是人口现代化过程中的一种普遍现象,人口迁移与流动的结果是人口在空间上不断重新分布。人口现代化需要通过城市化来实现。

最常用的反映城乡结构的指标为城市人口比例。人口社会结构现代化的结果之一是人口出现城市化。城市化作为一种社会历史现象,必然有一个起点。国内学者习惯上认为城市化始于工业革命。事实上,城市化是一个自然历史过程,社会由农村性状态向城市性状态转变,在时间和空间上都是渐进的、连续的。笔者认为,以10%作为城市化起点的一个量化标准,更具操作性和科学性。1960、1965与1970年世界发达国家与地区城市人口比例分别为60.5%、63.6%与66.6%。因此,这里将城市人口比例不低于60%视为人口社会结构现代化的一个标准。据此,笔者在此构造了一个反映城市化推进程度的指标——城市人口比例指数。具体定义如下:

$$\text{城市人口比例指数} = \begin{cases} 0 & \text{城市人口比例} < 10\% \\ \frac{\text{城市人口比例} - 10\%}{60\% - 10\%} \times 100 & 10\% \leq \text{城市人口比例} \leq 60\% \\ 100 & \text{城市人口比例} > 60\% \end{cases}$$

2. 就业结构

就业结构的变化是社会经济现代化、同时也是人口现代化的必然结果,而反映就业结构的常用指标是第一、二、三产业就业人口比例,非农劳动力比例等。笔者在此选用非农劳动力比例来反映人口现代化过程中人口就业结构的变化情况。根据世界发达国家在20世纪60年代实现或基本实现现代化时所达到的非农化水平,笔者认为当非农劳动力比例达到或超过85%时,可以认为现代化所要求的非农化任务已经完成。

同城市化发展有一个起点一样,非农劳动力比例也应有一个起点。笔者暂且将这一点定为10%。据此构建一个就业结构指数,用以反映人口结构现代化在就业结构方面的变化情况。具体定义如下:

$$\text{就业结构指数} = \begin{cases} 0 & \text{非农劳动力比例} < 10\% \\ \frac{\text{非农劳动力比例} - 10\%}{85\% - 10\%} \times 100 & 10\% \leq \text{非农劳动力比例} \leq 85\% \\ 100 & \text{非农劳动力比例} > 85\% \end{cases}$$

3. 人口社会结构现代化

城市化与非农化是人口社会结构现代化的两个重要方面,但很难区分哪个更为重要。因此,笔者在此将城市化与非农化同等看待,并利用城市人口比例指数与就业结构指数构造了另一个指数——人口结构现代化指数。具体定义如下:

$$\text{人口结构现代化指数} = \frac{\text{城市人口比例指数} + \text{就业结构指数}}{2}$$

人口的社会结构发展到怎样的状况才算实现或基本实现了现代化,这是在人口现代化研究过程中又一无法回避的问题。人口社会结构现代化是社会经济现代化过程中的一个历史发展阶段,就人口社会结构现代化本身而言,也应有一个由低到高的发展过程。为了对人口社会结构现代化进程进行研究与分析,有必要对人口社会结构现代化类型进行的划分。笔者将人口社会结构划分为:传统型(指数 ≤ 50)、现代型(指数在 50~100 之间)与后现代型(指数=100);将人口社会结构现代化过程进一步细分为初始(指数为 50~60)、起步(指数为 60~70)、发展(指数为 70~80)、成熟(指数为 80~90)与过渡(指数为 90~100)5 个发展阶段;将人口结构现代化指数为 50 视为由人口的社会结构由传统型转变到现代型的标志,而人口结构现代化指数为 100 视为迈入人口社会结构现代化社会、步入后人口社会结构现代化社会的“门槛”。因此,当人口结构现代化指数为 100 时可视为人口社会结构现代化建设的任务已经完成。

四、经济现代化

人口现代化并不能脱离经济现代化而单独存在,经济现代化为人口现代化提供必要的物质技术基础,而人口现代化又反过来对经济的进一步发展产生正面或负面的影响,两者之间存在着非常密切的联系,互相影响。在一个经济不发达、人均 GDP 水平很低的国家,是很难实现生育现代化的,也缺少提高人口素质、改变人口结构的客观物质基础。因此,在对人口现代化进行度量时,引入经济发展指标是十分必要的。

衡量经济发展水平高低的指标较多,常用的有人均 GDP,人均纯收入,人均可支配收入等。在这些指标中,人均 GDP 无疑是最重要和最常用的,且其中已包含有人均纯收入与人均可支配收入的信息,因此只选择人均 GDP 一个指标就可以了。

福利经济学告诉我们:人均 GDP 增长对居民生活质量提高具有递减效应。联合国开发计划署在构造 GDP 指数时已考虑到人均 GDP 增长对居民生活质量提高的边际效用递减这一因素的影响。在此,笔者对 GDP 指数进行适当的改造,从而提出经济现代化指数的概念,假设人均 GDP 最低为 100 美元,具体定义如下:

$$\text{经济现代化指数} = \begin{cases} 100 & \text{人均 GDP} \geq \text{人均 GDP}^s \\ \frac{\ln(\text{人均 GDP}) - \ln(100)}{\ln(\text{人均 GDP}^s) - \ln(100)} \times 100 & \text{人均 GDP} \leq \text{人均 GDP}^s \end{cases}$$

这里,人均 GDP^s 表示实现经济现代化时人均 GDP 要达到的底限。它受到统计方法、物价指数和国际汇率变化等因素的影响,不可能得到绝对精确和可比的数据。世界银行在《世界发展报告》中公布的数据,来自各国官方统计,具有相对权威,故采用世界银行公布的数据。西方发达国家大约在 1970 年前普遍实现了现代化,因此这里用 1960 与 1970 两年主要工业国家人均 GNP 的算术平均值作为评价标准的基准值。考虑到通货膨胀因素,对每年的标准值做了相应的调整。这里取人均 GDP^s₁₉₇₀ = 2213 美元、人均 GDP^s₁₉₈₀ = 4435 美元、人均 GDP^s₁₉₉₀ = 6692 美元与人均 GDP^s₁₉₉₉ = 8000 美元(见表 2)。

至此,将上述讨论结果列到一

表 2 人口现代化的经济标准(高收入国家平均值) 美元

年份	以 1960 年为基准	以 1970 年为基准	1960 与 1970 年平均值
1960	1280	—	—
1965	1470	—	—
1970	1702	2724	2213
1975	2410	3857	3134
1980	3411	5459	4435
1985	4416	7068	5742
1990	5147	8238	6692
1995	5795	9275	7535
1997	6077	9726	7902
1998	6126	9804	7965

注:笔者根据《中国现代化报告(2001)》略做处理。

表3 人口现代化评价指标及实现标准

指 标	人口现代化标准
生育现代化指标	
总和生育率	≤ 2.1
婴儿死亡率(‰)	≤ 30
人口素质现代化指标	
平均预期寿命(岁)	≥ 70
15岁及以上人口平均受教育年限(年)	≥ 8
人口结构指标	
城市人口比例(%)	≥ 60
非农劳动力比例(%)	≥ 85
经济现代化指标	
人均GDP(美元)	≥ 8000

张表中,便得到人口现代化评价指标及其实现标准(见表3)。

五、人口现代化

(一)人口现代化的度量

人口现代化由生育现代化、人口素质现代化、人口结构现代化与经济现代化4个层面构成。对每一个层面,我们都构造了一个指数,用以衡量该层面人口现代化的发展状况及其程度。在这4个层面中,生

育现代化与人口素质现代化无疑是最为重要的,鉴于此,笔者利用这4个层面指数,并赋予生育现代化指数与人口素质现代化指数更大的权重,而构建一个综合反映人口现代化发展状况及其程度的度量指标——人口现代化指数。具体定义为:人口现代化指数 $=0.3 \times$ 生育现代化指数 $+0.3 \times$ 人口素质现代化指数 $+0.2 \times$ 人口结构现代化指数 $+0.2 \times$ 经济发展指数。

(二)人口现代化类型及其划分标准

人口发展到一个怎样的状况才算实现或基本实现了现代化,这是人口现代化研究中的一项基础性研究工作。人口现代化是一个历史发展阶段,就人口现代化本身而言,也有一个由低到高的发展过程。为了对人口现代化进程进行深入细致的研究与分析,有必要对人口现代化发展阶段进行必要的划分。笔者在研究与吸收他人研究成果(伍小兰,2001)的基础上,利用已建立的人口现代化指数将人口发展划分为前人口现代化社会(指数 ≤ 50)、人口现代化社会(指数为50~100之间)与后人口现代化社会(指数=100)。并将人口现代化发展过程进一步细分为初始(指数为50~60)、起步(指数为60~70)、发展(指数为70~80)、成熟(指数为80~90)与过渡(指数为90~100)5个发展阶段。将人口现代化指数为50视为由前人口现代化社会跨入人口现代化社会的“门槛”,而人口现代化指数为100视为由人口现代化社会转变到后人口现代化社会的标志。因此,可以将人口现代化指数为100视为人口现代化建设任务已经完成。

参考文献:

- 顾宝昌(1992):《论生育和生育转变:数量、时间和性别》,《人口研究》,第6期。
- 刘铮(1992):《人口现代化与优先发展教育》,《人口研究》,第2期。
- 穆光宗(1993):《生育现代化的几个问题》,《人口研究》,第2期。
- 王秀银(2002):《关于人口现代化的几点思考》,《人口研究》,第4期。
- 邬沧萍(1996):《转变中的中国人口与发展总报告》,高等教育出版社。
- 伍小兰(2001):《中国生育现代化问题的定量研究》,《人口与经济》,第3期。
- 人口与发展论坛(2001):《中国人口现代化:挑战与展望》,《人口研究》,第1期。
- 查瑞传(1994):《人口现代化问题》,载于中国人口学会:《第六次全国人口科学讨论会论文集》。
- 张开敏(1994):《社会主义市场经济与人口现代化》,载于中国人口学会:《第六次全国人口科学讨论会论文集》。
- 《中国现代化报告》课题组(2001):《中国现代化报告(2001)》,北京大学出版社。

(责任编辑:朱犁)

教育水平对人口职业分层影响的实证分析

——以湖北省为例

张智敏 唐昌海

【摘要】 文章通过对湖北省第五次人口普查及相关资料的实证分析,认为教育水平对就业人口的职业分层有明显的影响。分析发现,湖北省就业人口的职业构成目前仍处于“传统模式”,体力劳动者职业人口比重大,其主要原因是职业人口的平均受教育水平普遍偏低,特别是处在低级次职业的体力劳动者最为突出。

【关键词】 教育水平 职业分层 影响 实证分析

【作者】 张智敏 湖北大学教育学院,副教授;唐昌海 湖北经济学院,副教授。

20世纪90年代后,随着经济体制改革和经济运行的外部机制的变化,湖北省的经济运行进入了新的转型期。有学者认为,受资源在产业间配置改变的“源性”影响,就业人口的产业构成和职业构成发生了剧烈变动。笔者通过对经济变革过程中湖北省就业人口产业性流动分析认为,如果用现代经济模型的标准衡量,湖北省就业人口的产业构成变动并不“剧烈”,即1990~2000年湖北省整体人口的产业构成模式并没有发生质的飞跃,仍处在传统的“金字塔”模式中,绝大多数就业人口仍处在低级次产业中,体力劳动者仍占2/3以上。我们认为,湖北省就业人口产业结构的高移化程度低是就业人口受教育水平低,转移能力差等原因所致。为了进一步分析就业人口的技能与素质问题,本文从就业人口受教育水平的历史与现实入手,对就业人口的职业分层做进一步分析,以探讨受教育水平对人口职业的影响。

虽然影响就业人口职业分层的因素可能有很多,但在现行制度条件下,就业人口的受教育水平与其职业状况有着明显的耦合关系(范先佐,2000),教育水平的高低直接影响社会成员在其社会构成中的地位已是一个不争的事实。因为,现代教育主要是通过学校教育来完成的,学校教育不仅能培养出社会所需要的专业人才,而且颁发相应的文凭,以证明受教育者从业能力和从业水平。学校文凭已经成为取得好职业和高工资的重要条件(尹恩·罗伯逊,1988)。筛选假说理论创始人之一索罗(Thurow等,1972)曾指出,教育是一种筛选装置(筛选工具),它可以帮助雇主去识别不同能力的求职者。因此,劳动者的受教育水平与其职业分层就产生了密切关系。在现行劳动力市场上,用以标志教育水平的文凭已是劳动力在就业市场寻求相应级次职业的必要前提。为了分析湖北省就业人口的受教育水平对职业分层的影响。本文提出如下假设:(1)受教育水平直接影响就业人口的职业层次,受教育水平的高低影响就业人口职业层次的高低;(2)职业层次与就业人口获得的教育资本有关,而且二者是正相关。

一、数据处理及有关计算的说明

为了揭示受教育水平对就业人口职业流动的影响,本文除了运用第五次人口普查所反映的相关信息外,还搜集整理了湖北省1990年第四次人口普查资料和1995年1%抽样调查资料。在对比研究

中,将1995年1%抽样的数据和2000年第五次人口普查的长表抽样数据按抽样比进行推算和还原。为了从理论上证明本文的假设,笔者将第五次人口普查中就业人口教育水平分产业和分职业的数据,利用统计检验卡方(χ^2)公式进行交叉分析,按经验理论假设:处在第一产业的劳动者与受教育水平低有关,处于第二、三产业的劳动者受教育水平随着产业级次的提高而提高,二者呈显著性相关。我们将就业人口的职业分为脑力型、技能型和体力型,并认为从事脑力型职业的人口受教育水平最高,技能型次之,体力型最低。根据统计检验公式计算,三次产业就业人口与受教育水平有无显著性相关时,取 $P=0.005$,其理论临界值为21.98,而我们根据资料计算的 χ^2 值为945 589.86,由此得出就业人口的产业分布与教育水平有极为密切的相关^①;同理,利用统计检验 χ^2 公式计算就业人口的职业与受教育水平有无显著性相关时,取 $P=0.005$,其理论临界值为21.95,实际 χ^2 值为1 507 913.39,由此得出就业人口的职业类型与受教育水平也有着极为显著的相关^②。

由于第五次人口普查数据中,小学以下学历人口含未上过学和扫盲班两项(其中未上过学占88.85%,扫盲班为11.15%),本文将此类受教育年限折算为1年;小学、初中、高中及中专都按实际学年计算;考虑到大学专科及以上人口的实际受教育年限不同,按通行方法折算为15.5年(叶平,1997;赖德胜,1998)。此外,根据我们所获取的资料,利用人口平均受教育水平的指数公式计算出各职业人口的平均受教育年限^③,并在教育水平分层时将小学及以下受教育水平称之为低级次水平,将高中及以上受教育水平称之为高级次水平。

二、教育水平与职业、产业分层的现状

(一)教育水平与就业人口职业分层

为了便于分析人口受教育水平对职业分层的影响,我们将不同职业分为高、中、低3个级次(见表1)。表1显示,在整体职业构成中,低级次职业人口比重居首,其次是次高级职业人口,高级次职业人口比重只有总体的1/10。表明湖北省人口职业构成仍然属于传统“金字塔”式的模型。在总体就业人口中,高学历人口聚集在高级次职业中。不仅如此,在低级次职业人口中,低学历人口聚集更为明显,小学及以下小学学历的分别有94.02%和88.33%聚集在农林牧渔业中;初中及以上学历从事农林牧渔业劳动的人口呈阶梯下降;大学专科及以上学历只有7.9%的为农林牧渔业劳动者。从上述分析可以看出,高级次职业中就业人口的受教育水平相对较高,但高级次职业就业人口在总体中所占比重低,低级职业中就业人口的教育水平相对较低,且其中就业人口占总体比重大,处在社会边缘的职业人口居多,且受教育水平低。我们利用表1的数据绘成图1,可以看出,不同职业人口受教育水平的曲线有明显的差异,较高级次职业人口受教育水平的曲线向右上倾斜,倾斜最高点落在“高中”水平上;低级次职业人口受教育水平的曲线向左上倾斜后再向左下倾斜,左上倾斜的最高点落在“小学”水平上;在次高级职业人口受教育曲线呈“Λ”形。其“顶尖”落在“初中”水平上。不同职业受教育水平曲线所表现的分布特征可能存在人口职业间流动的学历的“临界点”,其起始点水平可能在“初中”水平上,即在排除其他影响职业流动的因素外,各职业人口要从低一级职业流向高一级职业“初中教育学历”是第一临界点,而高一级职业人口要流向更高一级职业行列,其受教育水平的临界点为“高中学历”。当然,这种曲线分布分析方法尚待进一步的讨论。然而,人口职业间的流动特征在教育水平的分层中是显而易见的(见图1)。

①② χ^2 验证公式: $\chi^2 = \sum (f_{0j} - f_{e0})^2 / f_{e0}$,其中 f_{0j} 为具有 i 种教育水平的 j 次产业或 j 次职业的实际统计数据, f_{e0} 为理论期望数据。

③ 人口受教育程度指数公式: $E_p = \sum B_i \cdot E_i$, $i=1,2,3,4,5,6$, $j=年$,其中 E_p 为平均受教育指数, B_i 为第 i 产业(职业)或总体具有某一级次教育程度的人占总体的比重, E_i 为某一受教育程度的实际年限。

表1 湖北省第五次人口普查就业人口受教育水平与职业分类构成

职业	合计		小学以下		小学		初中		高中		大学专科及以上	
	人数	%	人数	%	人数	%	人数	%	人数	%	人数	%
高级												
国家机关、党群组织、 企事业单位负责人	45437	1.60	195	0.08	2048	0.22	10490	0.95	16463	4.04	16241	10.75
专业技术人员	182458	6.41	304	0.12	3562	0.39	24245	2.19	79157	19.41	75190	49.76
办事人员和有关人员	90270	3.17	641	0.26	3438	0.37	17136	1.55	35911	8.81	33144	21.93
次高级												
商业、服务业人员	297975	10.48	8992	3.68	48356	5.17	144479	13.05	83473	20.47	12675	8.39
生产工人、运输工人 及有关人员	340859	11.98	4316	1.77	51052	5.46	179881	16.25	93635	22.96	11975	7.92
不便分类的劳动者	2920	0.10	169	0.07	589	0.06	1363	0.12	681	0.17	118	0.08
低级												
农林牧渔业劳动者	1884934	66.26	229664	94.02	825675	88.33	729375	65.89	98456	24.14	1764	1.17

注：资料来源于湖北省统计局第五次人口普查电子信息。本表为抽样数据，抽样比为8.6%。

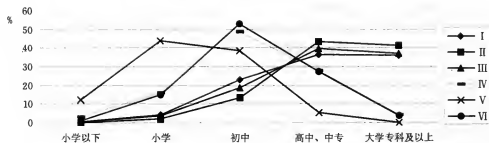


图1 人口受教育水平与职业构成

注：I 为国家机关、党群组织、企事业单位负责人，II 为专业技术人员，III 为办事人员和有关人员，IV 为商业、服务业人员，V 为农林牧渔业劳动者，VI 为生产工人、运输工人及有关人员。不便分类的劳动者由于在总体中所占比重不大没有列出。

（二）教育水平与就业人口产业分布

教育水平对人口职业分层的影响，可以从人口的产业分布中探讨。因为被社会评价为低级的职业人口往往同时也是低级产业中的劳动者。按照配第·克拉克定律，随着经济的发展，劳动力在产业间的流动会导致第一产业就业人口减少，第二、三产业就业人口增加，在就业人口产业级次高移的过程中社会各职业对劳动力的受教育程度也提出高度化的要求。因为，在高级次产业中需要更多受过高等教育和职业技术教育的劳动者；低级次产业随着技术含量的增加，就业人口的职业也会高移。表2是湖北省第五次人口普查各产业就业人口的教育水平构成。表2显示，第一产业有55.68%的就业人口处在小学及以下水平。而第二、三产业则只有14.67%和11.92%；在第一产业中高中及以上水平的就业人口只有5.49%，在第二、三产业中高中及以上教育水平的就业人口高达38.34%和53.39%。数据说明，第一产业中文盲人口居多，第二、三产业中学历较高者居多。这种低级次产业就业人口受教育水平低，高级次产业就业人口受教育水平处在较高状况说明，教育水平不仅对人口的职业分层产生影响，而且对人口的产业构成也产生明显的影响，进而说明教育水平对就业人口的社会地位产生影响。

表2 湖北省第五次人口普查就业人口教育水平与产业分布

产 业	合 计		小 学 以 下		小 学		初 中		高 中		大学专科及以上	
	人数	%	人数	%	人数	%	人数	%	人数	%	人数	%
第一产业	1888680	100	229556	12.16	825372	43.70	730027	38.65	100929	5.34	2796	0.15
第二产业	367608	100	4419	1.20	49530	13.47	172740	46.99	108360	29.48	32559	8.86
第三产业	588604	100	10342	1.76	59818	10.16	204202	34.69	198487	33.72	115755	19.67
总 计	2844892		244317		934720		1106969		407776		151110	

注:资料来源于湖北省统计局第五次人口普查电子信息。本表为抽样数据,抽样比为8.6%。

三、平均受教育水平变动与就业人口职业构成变动

(一) 平均受教育年限变动与三次产业就业人口变动比较

经验证明,在经济结构变动过程中,随着资本和技术的投入和使用,人们的劳动方式逐步由体力型向脑力型发展,人口职业出现高度化现象(Mincer,1993)。我们将七大具体职业归类为脑力型、技能型、体力型职业(见表3)进行分析时发现,1990年与2000年相比,从事脑力型和从事技能型职业人口占总体就业人口的比重有小幅上升;从事体力型职业的人口出现了缓慢下降。由此我们认为,湖北省就业人口的职业构成已经发生了高移现象,但速度缓慢,其职业结构仍呈现以体力劳动职业为主的传统职业模式。在科技与经济快速发展的今天,是什么原因使人口的职业构成高移如此缓慢呢?我们利用湖北省20世纪90年代以来的3个时点相关资料对就业人口平均受教育水平与三次产业构成进行了比较(见表4)。表4数据表明,就业人口总体平均受教育水平虽随着时间的推移在低水平的基础上不断提高,但在2000年还没有达到初中教育的完成年限。分产业看,第一产业就业人口低于总体平均水平,2000年仍然没有达到7年。第二产业绝大多数具有初中教育水平,其平均教育水平虽然明显高于第一产业,但总体水平仍然很低。第三产业相对于第一、二产业而言总体受教育水平最高,但平均水平仍然没有达到高中或中专水平。根据上述分析我们有理由认为,平均受教育水平低是湖北省就业人口职业高移化缓慢的主要原因。即第一产业人口受劳动技能和教育水平都很低的影响,绝大多数劳动者主要的劳动方式为体力劳动或简单劳动,职业转换能力差(舒尔茨,1990);第二、三产业由于资本和技术的原因要求劳动者有一定的技能和获得性智力水平(Becker,1993)。然而湖北省第二、三产业

表3 湖北省就业人口职业构成变动情况

职 业	1990年人口普查		1995年1%抽样调查		2000年人口普查	
	数量(万人)	比重(%)	数量(万人)	比重(%)	数量(万人)	比重(%)
总 计	3156.95	100	3204.76	100	3308.01	100
脑力型就业人口		9.26		8.95		11.18
国家机关、党群组织、 企事业单位负责人	57.03	1.81	67.82	2.11	52.83	1.60
专业技术人员	175.72	5.57	162.68	5.08	212.20	6.41
办事人员及有关人员	59.42	1.88	56.44	1.76	104.97	3.17
技能型就业人口		19.85		18.44		22.56
商业、服务业人员	198.39	6.28	233.17	7.28	346.48	10.47
生产工人、运输工人 及有关人员	427.93	13.56	357.70	11.16	396.35	11.98
不便分类的其他人员	0.56	0.01	0.01		3.40	0.10
体力型就业人口		70.89		72.61		66.26
农林牧渔业劳动者	2237.90	70.89	2326.94	72.61	2191.78	66.26

注:1990年的数据根据湖北省第四次人口普查资料整理。1995年的资料根据1%抽样调查(湖北手册)的数据 $\times 0.863892\%$ (实际调查比)计算。2000年的数据根据2000年湖北省五次人口普查电子信息数据 $\times 8.6\%$ (实际调查比)计算。

业人口的平均受教育水平从数据反映的情况看是不尽人意的。第二产业的劳动者作为技能型职业的代表,达不到高中或中专的技能性教育水平对经济的发展是很不利的;第三产业是科技与先进生产力的代表产业,其就业人口的教育水平要求高,湖北省第三产业就业人口平均受教育水平未达到高中或中专水平,说明第三产业的资本投资

低,对此问题如果不及早重视则会导致第三产业发展后劲不足。需要指出的是,虽然就业人口平均受教育水平普遍偏低的原因是多方面的,诸如在改革开放前在短缺经济条件下,由于经济条件的制约,教育资源短缺,人们的教育需求受到抑制等,而在改革开放 20 年后的今天,就业人口受教育水平如此之低,则要从认识、观念和教育体制方面去思考。

(二) 平均受教育年限变动与人口的职业变动比较

社会分层理论认为,人口的职业分类代表了人口的社会分层。为了进一步比较就业人口的平均受教育水平与职业分类,我们根据资料计算了湖北省 1990、1995 和 2000 年 3 个时点不同职业人口平均受教

育水平(见表 5)。表 5 数据显示,从总趋势看各职业人口的平均受教育年限都有提高,但平均受教育水平普遍不高,这与我们在分析平均受教育年限变动与三次产业就业人口构成变动的结论是有逻辑关系的。我们发现:(1)受教育水平低的在脑力型职业人口中的比重出现减少趋势,而且脑力型职业人口的低学历者,绝大多数年龄在 50 岁以上,属历史原因造成。脑力型职业人口中高中及以上教育水平的比重出现增加趋势,且增长幅度明显,有年龄越轻,学历越高的趋势。(2)在技能型职业中,小学以下文化程度的职业人口在逐步减少,高中及以上文化程度的人口也在增加。(3)在体力型职业人口中,小学以下文化程度的人口比重在减少,小学和初中文化程度的就业人口在增加,大学及以上文化程度的就业人口在减少。这种变动趋势表明,脑力型、技能型、体力型职业人口平均受教育水平 10 年间其比重变化既有差异也有共同点。即随着经济的发展和时间的推移,就业人口的教育水平“低级次”现象在总体中呈下降趋势,教育水平“高级次”在总体中呈提高趋势。其就业人口的职业流动随着受教育水平的提高而高移。用表 6 的数据绘出图 2、图 3、图 4,可见脑力型职业人口与体力型职业人口受教育水平的曲线有明显的差异,而技能型职业人口受教育水平的曲线以初中为主,在初中以下和以上职业人口的分布则成对等分布。

(三) 平均受教育水平与就业人口增长变动的差异分析

表 7 反映的是按人口职业划分的平均受教育水平与就业人口变动的差异情况。从表 7 的数据看,不同职业人口平均受教育水平在 10 年间有了不同程度的提高。其中,办事人员的平均受教育水平提

表 4 湖北省就业人口分产业的平均受教育年限 年

	1990 年人口普查	1995 年 1% 抽样调查	2000 年人口普查
第一产业	6.15	6.50	6.89
第二产业	9.24	9.44	9.96
第三产业	10.03	10.25	10.84
总 体	7.09	7.41	8.10

注:资料来源于湖北省统计局第五次人口普查电子信息。本表根据抽样数据计算,抽样比为 8.6%。

表 5 湖北省就业人口分职业的平均受教育年限 年

	1990	1995	2000
国家机关、党群组织、企事业单位负责人	11.01	11.82	12.24
专业技术人员	11.79	12.10	12.91
办事人员和有关人员	10.87	11.43	12.37
商业、服务业人员	8.35	8.70	9.39
生产工人、运输工人及有关人员	9.15	9.09	9.50
农林牧渔劳动者	6.07	6.48	6.87

注:同表 3。

表 6 脑力型、技能型、体力型职业人口学历构成

%

	1990 年			1995 年			2000 年		
	脑力型	技能型	体力型	脑力型	技能型	体力型	脑力型	技能型	体力型
小学以下	0.41	4.59	16.55	0.29	3.35	16.46	0.36	2.10	12.19
小学	6.01	22.48	36.29	4.05	20.86	45.13	2.84	15.58	43.80
初中	27.24	48.98	32.67	23.87	50.04	33.36	16.30	50.76	38.70
高中及中专	46.72	23.12	12.51	46.27	24.08	5.03	41.34	27.70	5.22
大学专科及以上	19.63	0.83	1.98	25.52	1.67	0.02	39.16	3.86	0.09

注:同表 3。

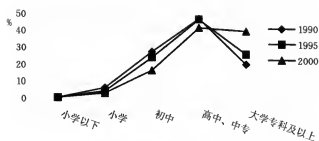


图2 脑力型职业人口教育水平构成

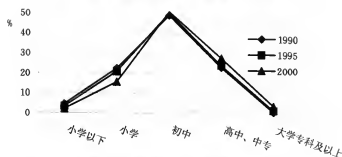


图3 技能型职业人口教育水平构成

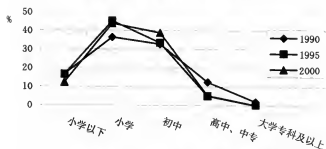


图4 体力型职业人口教育水平构成

高的速度最快,为2.62%;其次是农林牧渔业劳动者,为1.25%;再次是商业、服务业劳动者,为1.18%;受教育水平提高速度最缓慢的是专业技术人员,为0.91%。为了分析湖北省劳动力人口平均教育水平高度化过程中职业高度化的状况,我们采用了劳动力教育水平变动速度与职业变动速度的弹性分析方法分析了二者之间的吻合与差异。表7的“弹性系数”数据可以分为两个阶段分析。第一阶段(1990~1995年),反应最为明显的是农林牧渔业劳动者,其系数大于1,为1.69,其他系数都小于1。说明农林牧渔业劳动者平均受教育水平提高速度高于就业增长速度;其次是办事人员和有关人员,系数为0.99;再次是国家机关、党群组织、企事业单位负责人,系数为0.41;反应最差的是生产工人、运输工人及有关人员,系数仅为0.04。第二阶段(1995~2000年),“弹性系数”有了一定的变化,农林牧渔劳动者的系数已经小于1,说明受教育水平增长慢于就业的增长,即处在社会边缘的农林牧渔劳动者的受教育水平较第一阶段有了明显的下降;生产工人、运输工人及有关人员已上升为第二位;排名第三的专业技术人员虽然在不同职业中与第一阶段相比其位次有了明显靠前,但其系数不增反减,说明专业技术人员

平均受教育水平的增长慢于就业的增长。从第二阶段的系数变动可以看出,各职业人口受教育水平的增长速度普遍慢于第一阶段。因此,从平均受教育水平增长与就业增长的比较看,有以下特点。

一是就业人口的平均受教育水平增长总体慢于各职业人口的增长,这是湖北省就业人口职业高

表7 湖北省就业人口分职业变动与平均受教育水平变动

%

	1990~1995年			1995~2000年			1990~2000年		
	就业人口 平均增长率	平均教育 水平增长率	弹性 系数	就业人口 平均增长率	平均教育 水平增长率	弹性 系数	就业人口 平均增长率	平均教育 水平增长率	弹性 系数
国家机关、党群组织 企事业单位负责人	3.52	1.43	0.41	-4.87	0.70	0.14	-0.76	1.06	1.39
专业技术人员	-1.53	0.52	0.34	5.46	1.31	0.24	1.91	0.91	0.48
办事人员和有关人员	-1.02	1.01	0.99	13.21	1.59	0.12	5.86	1.30	0.22
商业、服务业人员	3.28	0.83	0.25	8.24	1.54	0.19	5.73	1.18	0.21
生产工人、运输工人 及有关人员	-3.52	-0.13	0.04	2.07	0.89	0.43	-0.76	0.38	0.50
农林牧渔业劳动者	0.78	1.32	1.69	-1.19	1.18	0.99	-0.21	1.25	5.95

注:根据表3、表5数据计算。

度化的典型特征。作为一个教育资源丰富的大省,各职业人口平均受教育水平低,而且增长缓慢,它不仅不是“穷省办大教育”所反映出的问题。也是“精英教育”的产物。

二是处在第一产业,职业特征为农林牧渔业劳动者的平均受教育年限虽然不高,但相对于就业增长速度是最快的,这应该值得肯定。

三是各职业人口的平均受教育水平差异明显。职业差异对受教育水平有不同的要求,即受教育水平与职业分层有密切的相关性。

四、思考与讨论

综上所述,我们可以看出,20世纪90年代以来,湖北省从事体力劳动职业的人口已有明显的减少,但职业构成模式仍处于传统模式。这种状况主要是由于就业人口受教育水平不高,低学历比例高,高学历人口比例低等因素所致。经济发展的大量事实证明,各职业人口受教育水平低已成为人口职业高移化和人口产业高度化的严重障碍。国际教科文组织研究报告曾论证,不同受教育水平的劳动力提高劳动生产率的能力不同,小学为43%,初中为108%,大学为300%。湖北省有66.1%的劳动力为农林牧渔业劳动者,其劳动效率可见一斑。显然,湖北省要成为一个科技、经济大省和强省,充分利用省内丰富的教育资源提高劳动者的受教育水平应是第一位的,政府有关部门必须强化教育兴省的观念。近几年来,湖北省境内高等院校已经连续几年扩大了供给,加大了人力资源的开发力度,可以说是一个很好的趋势。但要使高等教育从“精英培养模式”向“大众化”发展,需要一个良好的机制才能达到目的。如果一味追求规模而不注意质量和结构层次与社会经济发展的需要,可能后果更加可畏。因此,我们认为政府在制定政策时应注意如下问题。

第一,要加大力度确保农村义务教育正常发展。目前湖北省义务教育实际达标水平并没有提高,许多地方政府在义务教育中实行“收支两条线”的收费政策需要做认真细致的调查,防止“强迫多收费”造成在校学生接受义务教育期间的辍学率再度提高。严禁农村将义务教育作为产业。

第二,政府对于职业技术教育(专科教育)政府要加大投入。为了提高湖北省产业结构高度化速度,占总体职业比重最大的体力劳动者达到其职业的高度化,更需要接受更多的职业技术教育,目前政府对职业技术教育投入少,或不投入的财政政策需要通过论证做出切实可行的调整,以促进湖北省的职业技术教育的发展。

第三,高等教育的投入要进一步拓宽渠道,按照“能力原则”和“受益原则”扩大高等教育的资金来源,以彻底改变目前教育资源投入的单一化现象。

参考文献:

1. 范先佐(2000):《教育经济学》,人民教育出版社。
2. 尹恩·罗伯逊(1988):《现代西方社会学》,赵明华等译,河南人民出版社。
3. 叶平(1997):《人口文化素质与教育资源配置效果——湖北省“人均教育年”指标实证分析》,载于湖北省计划委员会、湖北省统计局:《湖北省人口发展战略与对策研究》。
4. 樊德胜(1998):《教育与收入分配》,北京师范大学出版社。
5. 舒尔茨(1990):《论人力资本投资》,北京经济学院出版社。
6. Becker G. (1993), *Human Capital*. The University of Chicago Press.
7. Mincer J. (1993), *Studies in Human Capital Collected Essays* Jacob Mincer, Volume I Edward Elgar Publishing Limited.
8. Thurow, L. and Lucas, R. (1972), *The American Distribution of Income: A Structural Problem*, Joint Economic Committee of the United States Congress, Washington, DC.

(责任编辑: 朱 犁)

科技产业人才政策效应的实证分析

范柏乃

【摘要】 文章以现场访谈和问卷调查为研究手段,对现行人才政策在科技产业中的实际功效及其变化趋势、人才接受继续教育情况、人才物质待遇、影响科技奖励制度激励效果的原因、影响人才流动的障碍因素等问题做了实证分析,并提出了完善科技产业人才政策的若干建议。

【关键词】 科技产业 人才政策 实证分析

【作者】 范柏乃 浙江大学经济学院,副教授。

为了建立健全有利于人才成长和脱颖而出的机制与环境,国家制定了一系列人才政策,并通过落实和实施这些政策,培养和发现大批的人才。然而,现行人才政策对发展中国科技产业的实际功效究竟有多大?是科技产业界和学术界十分关注的问题。虽然各界对此问题做过大量的探讨,但实证研究却相当少,本文以现场访谈和问卷调查为研究手段,就现行人才政策对科技产业的实际功效及其变化趋势、人才接受继续教育情况、人才物质待遇、影响科技奖励制度激励效果的原因、影响人才流动的障碍因素等问题进行实证分析,并提出完善科技产业人才政策的若干建议。

一、研究方法

本研究采用现场访谈和问卷调查相结合的研究方法,现场访谈在杭州市进行,访谈对象主要是高等学校、科研院所和科技型企业的研究开发人员及有关负责人。现场访谈一方面是为了解现行人才政策实施的一般情况和存在的问题,采集一些基本信息,为设计问卷提供依据;另一方面是针对问卷调查所获得的一些主要结果进行深入调查,总结和概括出具有普遍性的规律。调查问卷分为A卷和B卷,并分别调查。

A卷列出了与科技产业紧密相关的14项人才政策,要求被调查对象根据自己实际感受判断各项政策对发展科技产业的实际功效。采用五点量表计分,用1、2、3、4、5分别表示实际功效“很小”、“较小”、“中等”、“较大”和“很大”。此调查在深圳、厦门和北京市进行,共发放问卷1200份,回收有效问卷453份,其中,高等学校123份,科研院所139份,科技型企业191份。B卷主要包括人才接受继续教育的年限、人才物质待遇、影响科技奖励制度效果的原因和影响人才合理流动的障碍因素等5个方面的调查内容,该调查在杭州和沈阳市进行。发放问卷600份,回收有效问卷342份,其中,高等学校85份,科研院所113份,科技型企业144份。两次问卷调查样本的学历结构分布见表1。

二、研究结果与分析

(一)人才政策对发展科技产业的实际功效分析

我们采用SPSS统计软件包对A卷调查所获得的数据进行因素分析,因素分析选择主成分分析法,因子提取的原则是特征值大于1,采用方差最大旋转法。经因素分析获得了“人才教育”、“人才物质待遇”、“科技奖励”、“专业技术职务评聘”和“人才流动”5个政策因子,其累积方差贡献率为73.9%。

显然 5 种政策因子能解释所有调查项目的大部分变异(由于篇幅所限,因素负荷矩阵略)。在因素分析基础上,对问卷调查和因素分析获得的结果进行基本统计分析(见表 2)。

若将得分在 4 分以上、2.5~4 分和 2.5 分以下的项目分别规定为“强势激励政策”、“中势激励政策”和“弱势激励政策”。由表 1 可知,“教育事业优先发展”、“博士后研究制度”属于强势激励政策;“国家设立青年科学基金”、“发放政府特殊津贴”、“采取必要措施逐步提高科技人员的待遇”、“人才流动确保国家重大科研项目对人才需求”属于中势激励政策;其余 8 项政策均属于弱势激励政策。

在经因素分析获得的 5 种政策因子中,“人才教育与培训”和“人才物质待遇”属于中势激励政策因子;“科技奖励”、“专业技术职务评聘”和“人才流动”属于弱势激励政策因子。由此不难得出现行人才政策对发展科技产业的实际功效是比较弱的这一结论。

(二) 人才政策实际功效变化趋势分析

图 1 给出了被调查对象对 5 种人才政策在未来 5 年内实际功效变化趋势的判断结果。由图 1 可知,在 453 位被调查者(问卷 A)中,判断这 5 种政策对发展中国科技产业实际功效将逐年减弱的分别占 71.2%、64.2%、54.2%、38.1%、34.2%。绝大多数人认为“人才教育培养”、“人才物质待遇”和“科技奖励”三种政策的实际功效将是逐年减弱的;1/3 以上的人认为“专业技术职务评聘”和“人才流动”政策的实际功效将是逐年减弱的。

(三) 人才接受继续教育年限分析

图 2 给出了人才在近 5 年内接受继续教育时间的分布情况。由图 2 可知,绝大多数(65%)的人才近 5 年内都没有参加过进修、培训等各种继续教育的学习,知识与技能得不到及时的更新和发展。

表 3 给出了不同部分人才接受继续教育的基本情况。结果显示,中国不同部门的人才接受继续教育情况有显著差别。近 5 年内,科技型企业的人才从没有接受过继续教育的比例最高(72%),科研院所次之(61%),高等学校最低(56%)。由此可见,人才尤其是科技型企业人才继续教育问题必须引起政府的足够重视。

表 1 调查样本的学历结构分析

	有效人数	研究生	大学	大专	中专	中专以下
问卷 A	453	53	97	184	57	62
问卷 B	342	38	87	112	62	43

表 2 人才政策对科技产业发展的实际功效

题号	测量项目	均值(M)	标准差(SD)
因子 1	人才教育与培养政策	3.49	1.21
A**	国家保障教育事业优先发展	4.23	1.54
C*	加强对中青年人才开展继续教育工作	2.25	1.03
E**	国家在自然科学基金中,设立青年科学基金	3.21	1.09
G***	国家建立学位制度和博士后研究制度	4.01	1.11
因子 2	人才物质待遇政策	3.63	1.36
B**	对有突出贡献的科技人员发放政府特殊津贴	3.98	1.24
D***	采取必要措施逐步提高科技人员的待遇	3.33	1.07
因子 3	科技奖励政策	2.28	0.99
M*	建立科技奖励制度,奖励有突出贡献人才	2.19	0.89
H*	对有杰出贡献人才,授予国家荣誉称号	2.37	1.02
F*	设立民间奖励基金,奖励有突出贡献人才	2.27	0.97
因子 4	专业技术职务评聘政策	2.49	1.45
K***	国家实行专业技术职称评定制度	2.12	0.88
O**	国家实行专业技术职务聘任制度	2.88	1.11
因子 5	人才流动政策	2.47	1.26
L***	人才流动确保国家重大科研项目对人才需求	3.12	1.25
P**	政府为人才的合理流动创造环境和条件	2.37	0.83
N*	科技人员完成本职工作条件下,可业余兼职	1.87	0.96

注:N=453。*表示弱势激励政策,**表示中势激励政策,***表示强势激励政策。

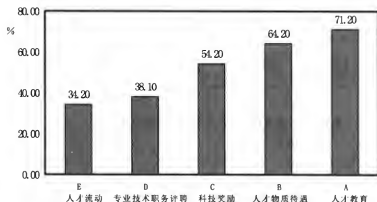


图1 认为中国5种人才政策实际功效逐渐减弱的人数占总人数的比重
注: N=453。

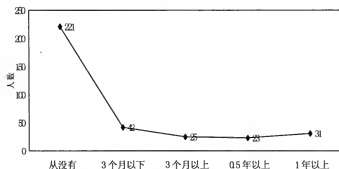


图2 人才近5年内接受继续教育的情况

表3 不同部门人才接受继续教育的情况

	高等院校	科研院所	科技型企业	人
从没有	48(56%)	69(61%)	104(72%)	221(65%)
接受过	37(44%)	44(39%)	40(28%)	121(35%)
合计	85	113	144	342

注: 括号内数字为所占比例; $\chi^2 = 6.81 > \chi^2_{0.05}(2) = 5.99$ 。

表4 不同年龄阶段人才对物质待遇满意情况

	35岁以下	35~50岁	50岁以上	人
不满意或很不满意	79(75.2%)	103(73%)	53(55%)	235
说不清楚	6(5.7%)	8(5.7%)	10(10.4%)	24
满意或很满意	20(19%)	30(21.3%)	33(34.4%)	83
合计	105	141	96	342

注: 括号内数字为所占比例; $\chi^2 = 11.26 > \chi^2_{0.05}(4) = 9.488$ 。

(结果如表5所示)。经T检验,当 $n > 57$ 时,在 $\alpha = 0.01$ 水平有显著差异;当 $n > 53$ 时,在 $\alpha = 0.05$ 水平上有显著差异。由表5可知,“科技奖励制度难以适应市场经济变化的要求”被选择为影响科技奖励制度激励效果的最重要因素,由此可知,中国在计划经济条件下建立起来的科技奖励制度已到了非改不可的地步了。

(六) 影响人才合理流动的障碍因素分析

在问卷B中列出了影响人才流动的8个障碍因素,要求被调查者从中选出1个最重要障碍因素

(四) 人才物质待遇情况分析

提高人才物质待遇,改善其工作和生活条件,使其劳动贡献和实现的价值能得到社会的承认,是调动人才积极性的重要方面。被调查者(问卷A)中对物质待遇感到满意或很满意的仅有83人,占被调研人才总数的24.3%;感到不满意或很不满意的竟有235人,占68.7%。该结果充分说明,绝大多数的人才对目前的物质待遇是感到不满意的。

表4给出了不同年龄阶段人才对物质待遇满意情况的统计结果。结果表明,不同年龄阶段的人才对物质待遇满意情况有显著的差异。在被调研的人才中,35岁以下的人才对物质待遇满意率最低(19%),35~50岁的人才次之(21.3%),50岁以上的人才相对较高(34.4%)。因此,采取必要的措施,提高人才尤其是中青年人才的物质待遇是当前加强人才队伍建设的重要任务。

(五) 影响科技奖励制度激励效果的原因分析

调查问卷B中列出了影响科技奖励制度激励效果的8个因素,要求被调研者从中选出1个最重要的因素

(结果如表6所示)。由表6可知,“僵化的户籍和人事管理制度”、“社会保障体系不健全”和“人才市场的法律体系不完善”是影响人才流动的三大障碍因素。因此,为了促进人才流动,必须消除这三大障碍因素。

三、改革建议

现行人才政策绝大多数是在计划经济体制下建立和发展起来的,不可避免地被打上“计划经济”的烙印。研究表明,随着市场经济体制的确立,现行人才政策已日益显现出它的不足与弊病,其消极作用日趋扩大。因此,必须对现行的人才政策进行及时的修订和完善,研究和制定一些新的政策与措施。

(一) 取消上学年龄制

目前中国规定小学入学,要满6周岁,还有不少地方是7周岁,差几个月几天都不行。大学生和研究生的报考都有年龄限制。而世界上一些发达国家的教育就没有这样的限制。美国高等学校在校生中,23岁以上的占40%左右;瑞典25岁以上的公民可以随便进入大学读书;在斯德哥尔摩大学中,55岁以上的学生约占20%,年龄最大的为80岁(马启元,1999)。各国的教育实践表明,上学年龄制,不利于发现人才和培养人才。因此,这种状况必需尽早改变。

(二) 引进和推广股份期权的激励制度

到目前为止,股份期权制度是调动人才积极性和创造性的有效激励制度。在美国硅谷,很多的高技术公司都采用股份期权的形式,即科技人才(包括创业者)将开发的有形产品或无形技术(专利技术或非专利的专有技术)作价,并与注入的资本(主要是风险资本)确定一个股份比例,各方以期权的形式持有股份,并在一定时期(如两年或三年)内用事先约定的价格购买公司规定比例的新股。这种股份期权成了把人才创造力和公司前途紧紧捆在一起的纽带,它有助于激励人才敬业与创新精神。所以,在硅谷出现了一大批每周工作7天,每天工作10个小时以上的“工作狂”。英国剑桥大学也仿效美国硅谷的做法,引入股份期权激励制度,也取得了不俗的成绩。目前,英国的“硅沼”有1000多家高新技术公司,年收入达30多亿美元(米钢,2000)。

中国《公司法》规定,设立股份有限公司,股东以工业产权、非专利技术作价出资的,其金额不得超过公司注册资本的20%;设立有限责任公司,股东以工业产权、非专利技术作价出资的,其金额不得超过公司注册资本的20%。另外,仅把作价出资的无形资产限于工业产权和非专利技术,不承认管理

表5 影响科技奖励制度激励效果的原因分析

影响因素	评判为最重要因素		位次
	人数(n)	比例数(%)	
科技奖励法律条文规定笼统、可操作性差	72**	21	2
科技奖励制度难以适应市场经济变化的要求	87**	25.4	1
行政干预太多	21	6.1	5
人才对科技奖励制度缺乏深刻全面了解	15	4.3	8
科技奖励政策多变,企业无所适从	13	3.8	7
科技奖励法律条文相互冲突较多	16	4.6	6
科技奖励法律制度的权威性不高	65**	19	3
民间科技奖励的声望地位不高	53*	15.5	4

注: N=342; *表示在 $\alpha=0.05$ 水平上有显著差异, **表示在 $\alpha=0.01$ 水平上有显著差异。

表6 影响人才合理流动的障碍因素分析

障碍因素	评判为最重要因素		位次
	人数(n)	比例数(%)	
社会保障体系不健全	63**	18.4	2
人才流动中介服务体系不配套	23	6.7	7
僵化的户籍和人事管理制度	86**	25.1	1
安于现状的陈旧观念的束缚	29	8.5	5
人才市场的法律体系不完善	59**	17.2	3
舆论宣传不力	12	3.5	8
人才流动中有关知识产权流失问题	28	8.2	6
人才市场发展程度低	42	12.3	4

注: N=342; *表示在 $\alpha=0.05$ 水平上有显著差异, **表示在 $\alpha=0.01$ 水平上有显著差异。

股、干股和创业股等,也不利于调动管理者、科技人员的积极性和创造性。建议对《公司法》进行修订,完善相关条款,借鉴美国硅谷和英国“硅沼”的做法,在高新技术企业、科研院所和高校,引进和推广风险共担、收益共享的股份期权激励机制。

(三) 对人才实行“无门槛”公司注册制度

中国《公司法》对公司登记规定了许多条件(注册资本最低额度要求、营业场所要求以及专职人员要求等),也即为企业的发生设置了多重“门槛”。其实,对人才来讲,10万元注册资本不是小数目;达到规定营业场地要求,也并非是一件容易的事;在社会保障制度十分不完备的条件下,辞去原工作,自己创业,不是一般的科技人才所能为。即使符合这些条件,科技人才从有创业的意识到处办各种证照(如工商营业执照、税务执照、治安许可证等),也要耗费许多时间和精力,这些因素不仅是高新技术企业发生的巨大障碍,也成为广大人才创业致富的“绊脚石”。而像美国这样发达的国家采取的是无“门槛”制;既不问是否有注册资金,也不管有无专职人员和自己所有的专用的营业场所,只要花18美元的登记费,不到2小时,就可以注册登记一个公司。该制度不仅大大促进了美国科技成果的转化,也有力地促进了美国高技术企业的发生与发展(马庆国,1998)。借鉴美国等发达国家的经验,公司注册实行无“门槛”制度,至少是对科技人才创办科技型公司首先实行“无门槛”制,科技人才只要凭身份证、工作证、单位介绍信、学位证书和专业技术职称证明就可以申请登记公司,为他们的新思想、新发明和新创造商业化创造宽松的环境。

(四) 改革科技奖励制度

现行科技奖励制度具有奖励的导向性偏离(奖励的实际行为效果与科技政策导向偏离)、奖励的准确性低、评奖程序相当繁杂以及奖励的激励作用不断下降等许多不足与问题。科技奖励法律制度不适合市场经济要求是影响其激励功效的最重要障碍因素。因此,目前科技奖励制度改革,应重点做好以下工作:(1) 国家级科技奖励的功效定位问题。现行国家级科技奖励的基本格局是广设奖种,多设奖级,保持较大的获得面。这种做法产生两种不良的效果:一是获奖面越广,争奖越激烈,越易产生“该奖励的未奖,不该奖的奖了”的不准确性;二是获奖的不准确性越高,获奖项目和获奖人知名度就越小,势必影响国家级科技奖励的示范引导作用的发挥。国家级的科技奖励要体现中国科技发展的最高成就和水平,反映中国对世界科技发展的创造性贡献,故获奖项目和获奖人数要坚持“少而精”的原则。(2) 政府科技奖励“奖什么”的问题。现行科技奖励重点在应用奖,也即市场领域的科技活动。这是与市场经济体制的要求相违背的。因为市场领域的科技活动能够通过市场获取回报,对相关科技人员进行奖励应是企业的责任而不是政府的职责。所以,应该彻底改变目前的做法,政府科技奖励原则上要面向非市场领域的科技活动,重点侧重于自然科学奖和发明奖,把市场领域的科技活动如科技进步奖、星火奖等,交给市场和企业。(3) 民间科技奖励立法问题。中国各种民间奖励(不包括各展览会、博览会上设评的与商业、促销有关的奖种)已有70余种,已成为科技奖励的重要组成部分。尽管民间奖励在奖励的声望和社会影响上远远不及政府奖励,但在奖种上却已远远超过政府奖励。民间科技奖励因无法可依,使民间奖励处于无序化状态,不仅使行为人难以预见自己努力能否得到奖励,而且会因此降低民间奖励的激励功效的正常发挥。建议政府制定“民间科技奖励管理条例”。

参考文献:

1. 马启元(1999):《人才大战中国应该如何应战》,《人力资源开发》,第3期。
2. 米钢(2000):《硅谷为什么》,中华工商联合出版社。
3. 马庆国(1998):《中国科技产业的泛生境研究与改革建议》,《研究与发展管理》,第4期。

(责任编辑: 朱 萍)

稿 约

《中国人口科学》自创刊以来,发表了大量有影响、高质量的理论文章,及时反映人口学领域及交叉学科的最新学术研究成果,是各界人士了解人口学发展的重要窗口,它为国家 and 政府决策部门提供理论信息和对策建议。

2002 年《中国人口科学》获中国社会科学院优秀期刊奖。为了进一步提高刊物质量,保持较高的学术水平,本刊热诚希望得到各界人士的关注与支持,并踊跃投稿。

一、本刊着重刊登高质量的学术论文、调查报告、研究综述、会议综述、书评、学术动态等稿件,内容包括:人口理论与政策研究、人口统计、人口与经济、人力资本与劳动经济、社会保障研究、人口与社会、国际人口比较、人口与生态环境、少数民族人口及计划生育等。

二、来稿字数在 10 000 字以内为宜。请将稿件打印清楚,正文字体不小于 4 号字,并留有行距,以便修改。文中的图表应清晰、准确。

三、投寄本刊的文章,如引用他人论著或观点,请注明出处;脚注或文后列出的参考文献均要注明作者、篇名或书名、出版单位(或期刊)、出版年份和页码;中文书名用《》号,外文书名、期刊名用斜体。

四、为了保证稿件评审的客观与公正,本刊在前两年实行匿名评审的基础上,从今年第 1 期开始试行双向匿名审稿制,来稿请将作者姓名、所在单位、职务、职称、通讯地址、联系电话等另页附于文后,正文中不出现相关信息。来稿请附 200~300 字的内容摘要及 3~5 个关键词,并将文章题目译成英文。

五、投寄本刊的稿件,请勿一稿数投。如果出现重复刊登,本刊将严肃对待,要求作者承担责任。所投稿件 3 个月后未收到刊用通知者,请自行处理。

欢迎订阅《中国人口科学》

全国中文核心期刊 国家一级刊物

《中国人口科学》自创刊以来,发表了大量有影响、高质量的理论文章,及时反映人口领域及交叉学科的最新学术研究成果,是各界人士了解人口学发展的重要窗口,它为国家 and 政府决策部门提供理论信息和对策。

《中国人口科学》为了适应人口学研究领域的不断拓宽,以及人口学与相关学科的融合发展,实行部分论文的匿名审稿制,进一步提高了质量,受到人口学界的普遍关注,被誉为学术水平较高的专业期刊,2002 年获中国社会科学院优秀期刊奖。

《中国人口科学》着重刊登具有较高质量的人口及相关领域的研究论文、综述、调查报告,内容包括:人口理论与政策研究、人口统计、人口与经济、人力资本与劳动经济、社会保障研究、人口与社会、国际人口比较、人口与生态环境、少数民族人口及计划生育理论与实践等。

《中国人口科学》为双月刊,国内外公开发行,全国各地邮局均可订阅,邮发代号:82-426,每期定价 8 元,全年 48 元。在邮局订不到者,可直接向杂志社订阅,订费邮汇、银行信汇均可。地址:北京市建国门内大街 5 号,《中国人口科学》杂志社,邮政编码:100732,联系人:徐培英。电话:(010)65137744 转 5419,传真:(010)65125889,电子信箱:zazhi@population.cass.net.cn,开户银行:中国工商银行王府井支行东南分理处,账号:0200001009089125762,户名:中国社会科学院人口研究所。

中国人口科学(双月刊)

2003 年第 3 期 总第 96 期

主办单位:中国社会科学院人口与劳动经济研究所
编辑出版:《中国人口科学》杂志社
地址:北京市建国门内大街 5 号
邮政编码:100732
电话:(010)65137744 转 5419
传真:(010)65125889 或 65125894
电子信箱:zazhi@population.cass.net.cn

主 编:蔡 昉

国内发行:北京市报刊发行局
国外发行:中国国际图书贸易总公司
(北京 399 信箱)

国外发行代号:BM6370
订 购:全国各地邮局
发行范围:国内外发行
广告经营许可证:京东工商广字第 0089 号
印刷单位:北医投资管理有限公司印刷厂

ISSN 1000-7881



国内邮发代号:82-426
国内统一刊号:CN11-1043/C
国内定价:8.00 元